

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Tržní anomálie na vybraných akciových trzích

Market Anomalies on Selected Stock Markets

Student: Bc. Tomáš Hulin

Vedoucí diplomové práce: Ing. Martina Novotná. Ph.D.

Ostrava 2015

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Tomáš Hulin**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Téma: **Tržní anomálie na vybraných akciových trzích**
Market Anomalies on Selected Stock Markets

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Charakteristika tržních anomálií
 3. Popis metodologie
 4. Testování výskytu zvolených tržních anomálií na vybraných trzích
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

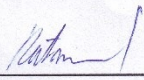
BODIE, Z., A. KANE and A. MARCUS. *Investments and portfolio management*. 9th ed. Global ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2011. 1056 s. ISBN 978-007-1289-146.
MELOUN, M., J. MILITKÝ a M. HILL. *Statistická analýza vícerozměrných dat v příkladech*. 2. vyd. Praha: Academia, 2012. 750 s. ISBN 978-802-0020-710.
REILLY Frank K. and Keith C. BROWN. *Analysis of investments and management of portfolios*. 10th ed. International ed. Mason: South-Western Cengage Learning, 2012. 1072 s. ISBN 978-0-538-48248-6.

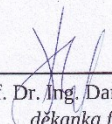
Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **Ing. Martina Novotná, Ph.D.**

Datum zadání: 21.11.2014
Datum odevzdání: 25.04.2015




Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry


prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně. Přílohy č. 1, 2 a 3, dané mi k dispozici, jsem samostatně doplnil.

V Ostravě dne 22. 4. 2015

Tomáš Hulín
Bc. Tomáš Hulín

Pod'akovanie

Ďakujem vedúcej diplomovej práce Ing. Martine Novotnej Ph.D. za odborné konzultácie, cenné rady a pripomienky a za prejavenu ochotu a trpezlivosť pri vedení práce.

Obsah

1	ÚVOD.....	6
2	CHARAKTERISTIKA TRŽNÝCH ANOMÁLIÍ	8
2.1	Teória efektívnych trhov	8
2.2	Formy tržnej efektívnosti.....	9
2.2.1	Slabá forma tržnej efektívnosti	9
2.2.2	Stredne-silná forma efektívnosti	10
2.2.3	Silná forma efektívnosti	11
2.2.4	Zhrnutie.....	11
2.3	Predpoklady efektívnych trhov	12
2.4	Trhové anomálie	15
2.4.1	Efekt malej firmy	15
2.4.2	Januárový efekt	16
2.4.3	Víkendový efekt.....	18
2.4.4	Efekt nízkeho P/E	20
3	POPIS METODOLÓGIE	21
3.1	Regresná analýza	21
3.1.1	Lineárna regresia.....	21
3.1.2	Klasický lineárny model	23
3.1.3	Zovšeobecnený lineárny model	24
3.1.4	Nelineárna regresia	25
3.2	Logistická regresia.....	26
	Logistický regresný model	27
3.2.1	Binárna logistická regresia.....	27
3.2.2	Multinomická logistická regresia.....	30
3.2.3	Vysvetľujúce premenné	31
3.3	Odhad regresných koeficientov	32

3.3.1	Overenie správnosti modelu	33
3.3.2	Interpretácia výsledkov	34
4	TESTOVANIE VÝSKYTU ZVOLENÝCH TRŽNÝCH ANOMÁLIÍ NA VYBRANÝCH TRHOCH	36
4.1	Predstavenie akciových indexov	36
4.2	Logistická regresia jednotlivých akciových indexov	42
4.2.1	DAX.....	42
4.2.2	CAC 40	45
4.2.3	PX	48
4.2.4	S&P 500	51
4.2.5	Index NIFTY	54
4.3	Zhodnotenie dosiahnutých výsledkov	57
5	ZÁVER.....	58
	POUŽITÁ LITERATÚRA	60
	ZOZNAM SKRATIEK	62
	PROHLÁŠENÍ O VYUŽITÍ VÝSLEDKŮ DIPLOMOVÉ PRÁCE	
	ZOZNAM PRÍLOH	
	PRÍLOHY	

1 Úvod

Akademici a odborníci z celého sveta sa snažia pochopiť už celé desaťročia chovanie finančných trhov, na ktorých dochádza v mnohých prípadoch ku nevysvetliteľným pohybom finančných inštrumentov. Tieto pohyby nezapadali do konceptu teórie efektívnych trhov, ktorá vznikla v 50. rokoch 20. storočia. Preto začali ekonómovia skúmať a hľadať tieto javy pomocou rôznych empirických testov a sofistikovaných štatistických metód a dopracovali sa k mnohým odklonom od trhového normálu. Tieto odklony, ktoré boli kvôli svojmu podpriemernému alebo nadpriemernému výnosovému potenciálu v rozpore s klasickou teóriou, boli neskôr označené ako anomálie narušujúce teóriu efektívnych trhov.

Cieľom tejto diplomovej práce je analýza trhovej anomálie, konkrétne sa jedná o víkendový efekt u vybraných akciových indexov, ich následné porovnanie, a to všetko v 3 časových intervaloch: predkrízové obdobie, obdobie finančnej krízy a pokrízové obdobie. Pre dosiahnutie cieľa sú použité nasledujúce metódy: analýza, komparácia a dedukcia. Analýza spočíva v skúmaní výskytu víkendového efektu v daných časových horizontoch pomocou štatistických metód vysvetlených v 3. kapitole tejto práce. Po vykonaní analýzy dôjde k zrovnaniu dosiahnutých výsledkov u jednotlivých akciových indexov a následne k vyhodnoteniu a formulácii možných odporúčaní.

K dosiahnutiu odbornosti práce budú využívané poznatky a tituly ako českých, tak aj celosvetovo známych ekonómov a odborníkov v danej oblasti. Najdôležitejšie údaje, denné zatváracie ceny akciových indexov sú získané z platformy spoločnosti Bloomberg, ktoré sú následne spracované v programoch MS Excell a SPSS Statistics. Okrem úvodu a záveru práca pozostáva z troch hlavných kapitol.

Prvá kapitola tejto práce bude zameraná najmä na teoretický podklad – teóriu efektívnych trhov. Po predstavení podstaty tejto teórie budú vysvetlené jednotlivé formy tržnej efektívnosti a spôsoby ich merania. Následne sa sformulujú nevyhnutné predpoklady teórie efektívnych trhov a na záver kapitoly budú predstavené a popísané jednotlivé druhy tržných anomálií, pričom sa budeme sústreďovať najmä na nami skúmanú anomáliu – víkendový efekt.

V kapitole druhej je popísaná metodológia z ktorej sa bude vychádzať pri koncovom analyzovaní indexov. Výnosy jednotlivých dní akciových indexov budú analyzované pomocou binárnej logistickej regresie, najskôr však je potreba vysvetliť teoretické východiská tejto metódy tak na začiatku druhej kapitoly bude vysvetlená lineárna regresia. Po vysvetlení

teoretických základov budú popísané rôzne druhy regresných modelov a ku koncu kapitoly sa už bude rozoberať najmä logistická regresia, jej význam, premenné, modely a interpretácie dosiahnutých výsledkov.

Praktická časť práce sa zaoberá hlavným cieľom tejto diplomovej práce. Na začiatku sú stručne predstavené analyzované akciové indexy a vyobrazený ich cenový vývoj za skúmané obdobie. Následne budú vykonané logistické regresie pre všetky indexy a jednotlivé obdobia ich skúmania. Okrem víkendového efektu, ktorý spočíva v záporných výnosoch dosiahnutých v pondelky, sa budú tiež pozorovať pravdepodobnosti negatívnych výnosov v jednotlivých dňoch v týždni.

2 Charakteristika trhových anomálií

Tržné anomálie možno popísať ako výkyvy od normálneho chovania trhu. Preto, aby bolo možné tieto výkyvy na trhu nájsť, je potrebné si najskôr priblížiť teóriu fungovania efektívnych trhov.

2.1 Teória efektívnych trhov

Teória efektívnych trhov je investičnou teóriou, ktorej koncept je postavený na fakte, že finančné trhy sú informačne efektívne, inak povedané, že v kurze vybranej akcie sú zahrnuté všetky dostupné informácie, ktoré tvoria kurz. Teória efektívnych trhov hovorí, že neexistuje dlhodobé zlé ocenenie akcií, to znamená, že sa na trhu nevyskytujú nadhodnotené alebo podhodnotené tituly. Je teda prakticky nemožné poraziť trh generovaním dlhodobého vyššieho výnosu než je priemer celého trhu. Termín efektívny je teda používaný v zmysle spracovania nových informácií, preto v situácií, kedy všetky kurzotvorné informácie sú akciovým kurzom absorbované, nedochádza k diskrepancii medzi vnútornou hodnotou akcie a akciovým kurzom (Musílek, 2011). Efektívny je teda taký trh, ktorý okamžite a presne absorbuje nové informácie. Podľa rýchlosti s akou trh tieto informácie absorbuje rozlišujeme tri rôzne formy efektívnosti a to slabú, stredne silnú a silnú.

Ak teda funguje teória efektívnych trhov, potom zlyhávajú finančné analýzy a finanční analytici nie sú potrební. Tradičné prístupy investičných analýz, ako napríklad fundamentálna, technická alebo psychologická analýza, zlyhávajú, pretože sa predpokladá absolútna racionalita chovania investorov, neexistujú obchodné cykly a pohyb kurzov je náhodný. Trh je nepredvídateľný, pretože reaguje iba na nové informácie a preto nie je možné zvýšiť úspešnosť obchodovania štúdiom historických údajov alebo použitím technickej či fundamentálnej analýzy. Žiadny investor nie je na efektívnom trhu schopný dlhodobo dosahovať nadpriemerných výnosov pri danej úrovni rizika. Nadpriemerných výsledkov možno dosiahnuť iba s prístupom k neverejným informáciám, ale to iba na trhoch so slabou a stredne silnou formou efektívnosti.

Ak chceme presne vymedziť efektívny trh, musíme uviesť štyri charakteristiky efektívneho trhu. Ako už bolo spomenuté predtým, akciové kurzy rýchlo a presne absorbujú všetky informácie, ktoré sa následne prejavujú v cene kurzu. Samuelson a Nordhaus (1989) popísali štúdiu ktorá merala rýchlosť ako sa prispôbia ceny na efektívnom trhu. Dospeli k výsledku, že pokiaľ niekto vynaloží 100 000 amerických dolárov, tak môže dosiahnuť zisk

iba ak investuje do 30tich sekúnd od zverejnenia novej informácie (Samuelson, 1989). Ďalšou charakteristikou sú náhodné zmeny tržných cien. Pretože na efektívnom trhu kurzy už obsahujú všetky informácie, náhla zmena ceny môže byť spôsobená iba náhodnou veličinou. Náhodná veličina môže byť chápaná ako neočakávaná informácia, ktorá sa nedá predpovedať, preto je teda zmena ceny náhodná. Hovorí sa teda, že akciové kurzy vykonávajú na efektívnom trhu „náhodnú prechádzku“. Tento pojem bol použitý prvý krát v roku 1905, v originálnom názve ako „random walk“ (Pearson, 1905).

2.2 Formy tržnej efektívnosti

U akciových trhov je niekoľko foriem efektívnosti, podľa Roberta sú to slabá, stredne silná a silná forma. V nasledujúcej časti budú tieto formy rozobrané podrobnejšie.

2.2.1 Slabá forma tržnej efektívnosti

Slabej formy efektívnosti je dosiahnuté, pokiaľ kurzy absorbujú všetky historické verejné informácie, a to takmer okamžite.

Je zrejmé, že nemožno predpovedať budúci smer kurzov za využitia historických radov týchto kurzov, pretože pokiaľ sa nejaká udalosť už stala, tak je táto informácia o minulej udalosti už obsiahnutá v súčasnom kurze investičných inštrumentov. Nie je možné očakávať, že ku zmenám v kurzoch dochádza v súvislosti s historickými informáciami. Technická analýza sa týmto stáva bezcenným spôsobom, ako predpovedať budúce pohyby kurzov, pretože neexistuje časový priestor, ktorý by umožnil jej uskutočnenie a následnú aplikáciu (Veselá, 2011).

Teória efektívnych trhov totiž predpokladá, že spôsob akým sa informácie na trhu šíria je veľmi rýchly a prudký a kurzy sú schopné informačné zmeny reflektovať prakticky ihneď, teda bez časového oneskorenia, s ktorým technická analýza počíta.

Testy slabej formy efektívnosti

V priebehu rokov vznikalo mnoho najrôznejších testov a štúdií pre overenie teórie, či sú trhy efektívne. Je dôležité upozorniť na to, že väčšina testov vychádza iba z historických informácií, a preto môžu potvrdiť alebo vyvrátiť iba slabú formu efektívnosti.

Najvýznamnejšie testy slabej formy efektívnosti je možné rozdeliť podľa toho, na

ktorú charakteristiku efektívneho trhu sa zameriavajú (Veselá, 1999). Rozlišujú sa:

- Testy nezávislosti akciových kurzov – tieto testy sa snažia dokázať náhodnosť zmien akciových kurzov. Používajú sa korelačné testy, simulačné testy, runs testy a distribučné modely.
- Testy úspešnosti používania technických indikátorov – cieľom týchto testov je zistiť, či je možné dlhodobo a opakovane dosiahnuť nadpriemerných výnosov pomocou obchodných a investičných stratégií. Najvýznamnejším typom testov v tejto skupine sú tzv. filter testy, testy založené na kľzavých priemeroch a testy založené na indikátore relatívnej sily.

2.2.2 Stredne-silná forma efektívnosti

S touto formou efektívnosti sa spája stredná množina informácií dostupných na trhu. O trhu, ktorý má stredne-silnú formu efektívnosti, sa hovorí v prípade, kedy kurzy investičných inštrumentov takmer ihneď odrážajú všetky verejne dostupné informácie (historické aj súčasné zároveň). Logicky vyplýva, že sa jedná o vyšší stupeň efektívnosti, než aké dosahuje trh u slabej formy. Keďže kurzy reflektujú aj aktuálne informácie, predpokladá sa, že kompletne všetky analýzy, ktoré vychádzajú z rozboru verejne dostupných dát, sú považované za bezvýznamné v predpovedi budúcich kurzových pohybov. Stredne-silná forma efektívnosti tak popiera účinnosť nielen technickej analýzy, ale aj fundamentálnej a psychologickéj analýzy. Nadpriemerných výsledkov na trhu síce nie je možné dosiahnuť využitím investičných analýz, ale je možné obohrať trh zásluhou získaných inside informácií (Veselá, 2011).

Testy stredne-silnej formy efektívnosti

Ako už bolo povedané, väčšina testov k overeniu efektívnosti trhu je zameraná skôr na testovanie slabej formy efektívnosti. V prípade stredne-silnej formy efektívnosti je totiž veľmi zložitá stanoviť hranicu, od ktorej sa budú verejné informácie považovať už za historické a naopak určiť informácie, ktoré sú ešte považované za súčasné.

Niektorí ekonómovia však testujú stredne-silnú formu efektívnosti pomocou merania rýchlosti absorbovania nových informácií do kurzov a následne analyzujú reakcie akciových kurzov na štiepenie akcií, zisk, účtovné zmeny, zmeny dividend a zmeny peňažnej ponuky.

Celkovo výskum ukazuje, že sa v niektorých prípadoch objavuje pomerne dlhé časové oneskorenie medzi neočakávanou informáciou a zmenou kurzu.

Trhy sú teda skôr ekonomicky efektívne, kedy reakcia kurzu nie je úplne okamžitá, ale v dlhom období nie je zároveň možné obohrať trh. Podľa Musílek (2011) je nadpriemerného výsledku možné dosiahnuť napríklad v situácii, kedy sa na trhu objavujú anomálie, ktoré boli objavené prostredníctvom testov stredne-silnej formy efektívnosti.

2.2.3 Silná forma efektívnosti

S poslednou formou efektívnosti je spojená najväčšia množina informácií dostupných na trhu. Jedná sa o všetky verejné informácie – súčasné aj minulé a taktiež všetky neverejné (inside) informácie. Na trhu so silnou informačnou efektívnosťou sú kurzy investičných inštrumentov schopné ihneď absorbovať úplne všetky informácie zo spomenutej množiny, ktoré môžu byť okamžite získané akýmkoľvek zainteresovaným subjektom. Trh, ktorý dosahuje najvyššieho možného stupňa efektívnosti je inak označovaný aj ako „perfektný trh“. Kurzy konajú náhodnú prechádzku a presne kopírujú vnútornú hodnotu daného inštrumentu.

Sú teda vždy pravdivé a objektívne ohodnotené. Keďže sa tu nevyskytujú žiadne trendy ani závislosti vo vývoji kurzov investičných inštrumentov a tieto kurzy sú presným odrazom všetkých informácií na trhu, nie je možné trh prekonať pomocou žiadnych analýz ani iných typov informácií, pretože také informácie v podstate neexistujú (Veselá, 2011).

Testy silnej formy efektívnosti

Testovať inside informácie v súvislosti s tržnou efektívnosťou je prakticky nemožné, čo vychádza zo samotnej podstaty inside = tajné, vopred neznámej informácie. Ale je možné skúmať, či osoby, ktoré majú s veľkou pravdepodobnosťou monopolný prístup (napríklad vrcholoví manažéri, burzový sprostredkovatelia apod.) k určitým neverejným informáciám, dosahujú nadpriemerných výsledkov a môžu tak obohrávať trh.

Empirické štúdie nepotvrdzujú existenciu silnej formy efektívnosti finančných trhov, a to z dôvodu dôkazov, že niektoré osoby s monopolným prístupom k informáciám vykazujú dlhodobo nadpriemerné investičné zisky (Musílek, 2011).

2.2.4 Zhrnutie

Podľa teórie efektívnych trhov nie je možné dosahovať v dlhom období nadpriemerných ziskov, keďže cena investičného inštrumentu nemôže byť podhodnotená

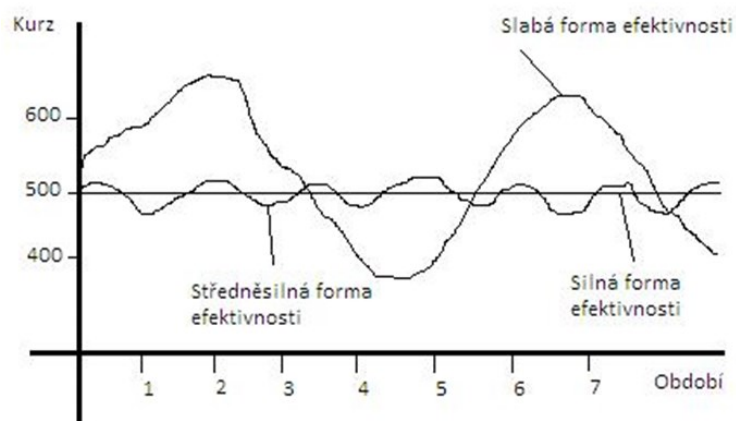
alebo nadhodnotená, ale je správne a objektívne ohodnotená. Cena sa teda rovná vnútornej hodnote daného inštrumentu. Tato definícia odpovedá silnej forme efektívnosti.

U stredne-silnej formy efektívnosti je možné dosiahnuť nadpriemerných ziskov v prípade, keď sa investor dostane k neverejnej informácii. Poslednou možnosťou je slabá forma efektívnosti, ktorá nastáva vtedy, keď investor dokáže obohrať trh pomocou získania neverejných informácií, ale taktiež verejne dostupných informácií, ktoré sa dostanú na verejnosť s určitým časovým oneskorením, ktoré je medzi vznikom udalosti a následným zverejnením informácií o tej to udalosti.

Túto rozdielnosť medzi jednotlivými formami tržnej efektívnosti popisuje obrázok 2-1, ktorý zachytáva kolísanie akciového kurzu okolo jeho vnútornej hodnoty akcie. Najväčšia fluktuácia je u slabej formy efektívnosti. Je tu teda najväčší priestor k dosiahnutiu nadpriemerných ziskov.

U stredne-silnej formy efektívnosti je kolísanie okolo vnútornej hodnoty veľmi malé, ale aj tu je stále možné ešte obohrať trh. Silná forma efektívnosti už žiadny priestor pre dosiahnutie ziskov neponúka, pretože u tejto formy akciové kurzy presne kopírujú vnútorné hodnoty podkladového aktíva (Veselá, 1999).

Obrázok 2-1 Kolísanie kurzu okolo vnútornej hodnoty pri jednotlivých formách efektívnosti trhu



Zdroj: Veselá (1999, str. 240)

2.3 Predpoklady efektívnych trhov

V nasledujúcej časti sú definované jednotlivé predpoklady ktoré sú spojené s efektívnym trhom.

Ziskový motív investorov

Charakteristikou cenného papieru na efektívnom trhu je jeho správne ocenenie. Väčšina investorov si toto dobre uvedomuje, a tak nechce vynakladať prostriedky ani čas na to aby hľadali cenný papier ktorý sa javí ako podhodnotený alebo nadhodnotený. Na trhu sa ale nachádza aj časť investorov, ktorí neustále pochybujú o správnom ohodnotení cenných papierov a snažia sa pomocou všetkých dostupných zdrojov a informácií nájsť práve tie cenné papiere, ktoré sú podľa nich ocenené zle, teda ich vnútorná hodnota je nadhodnotená/podhodnotená. Sú to investori/špekulanti, ktorí sa chovajú racionálne s cieľom dosiahnuť zisk. Po nájdení cenných papierov, ktoré sa pre nich zdajú podhodnotené pristúpia k nákupu týchto inštrumentov a naopak u nadhodnotených k predaju. Bez toho aby si to vôbec uvedomovali, sú to práve oni, ktorí dopomáhajú trhu, aby sa vrátil k prirodzenej rovnováhe a eliminujú teda všetky potencionálne ziskové, ale aj stratové príležitosti, pôsobia na správne ohodnotenie cenného papieru. Existencia týchto investorov je teda pre trh nevyhnutná, pretože svojim konaním vyrovňávajú ponuku a dopyt na trhu a uvádzajú ho do rovnovážneho stavu (Veselá, 1999).

Tržné prostredie a rovné postavenie účastníkov trhu

Tento predpoklad požaduje čo najbližší posun k vysoko konkurenčnému trhu, pre ktorý je charakteristický veľký počet účastníkov, ktorí konajú nezávisle na sebe a neexistujú bariéry pre vstup na tento trh. Je voľný a neobmedzený prístup k informáciám a technológiám aj ziskový motív všetkých účastníkov. Vo veľkej časti sa tento predpoklad blíži definícii podmienok dokonalej konkurencie na trhu výrobkov a služieb. Predpokladá sa snaha o čo najčistejšie konkurenčné prostredie s rovným postavením všetkých zúčastnených subjektov (Veselá, 1999).

Dostupné informácie a vysoko účinné informačné systémy

Jedným z hlavných predpokladov je dostatok rýchlych, dostupných, korektných a kompletných informácií. Ich voľný tok napomáha nielen k informovanosti jedného jediného investora, ale zabezpečuje transparentnosť a prehľadnosť celého trhu. Súčasne znalosť a prehľad o situácii na trhu umožňuje, aby investori detailne analyzovali príčiny zmien trhu a následne sa správne rozhodli. V súčasnej dobe majú nezastupiteľnú úlohu informačné systémy. Práve tie sa totiž zaberajú získavaním, zhromažďovaním, spracovávaním a

presunom všetkých informácií, s ktorými potom obchodujú, a vystupujú v roli akéhosi dodávateľa vonkajších informácií (Veselá, 1999).

Kvalitná infraštruktúra

Týmto predpokladom sa myslí predovšetkým vytvorenie takého systému obchodovania na burzovom trhu, ktorý by odpovedal vysokým požiadavkám, ktoré sú na neho kladené. Tento systém by mal pracovať pružne, bezchybne a mal by zaistiť kvalitné, rýchle a zrozumiteľné spracovanie. Tieto požiadavky sú v dnešnej dobe vo vysokej miere uspokojené na elektronickej burze, kde sú všetky činnosti spracované prostredníctvom počítačového systému (Veselá, 1999).

Kvalitná právna legislatíva

V neposlednej rade je dôležitým predpokladom pre fungovanie efektívneho trhu vytvorenie sústavy zákonov, ktorá dopomôže k vzniku korektného právneho prostredia pre investičné aktivity. Zákony vzťahujúce sa k trhu cenných papierov nemajú mať v žiadnom prípade diskriminačný charakter, ale naopak majú zabezpečiť rovnosť medzi podnikateľskými subjektami a zaistiť ochranu ich práv, čo v konečnom dôsledku podporí ich podnikateľskú aktivitu (Veselá, 1999).

Likvidita trhu

Likvidita trhu je ďalším dôležitým predpokladom fungovania teórie efektívnych trhov. Tento predpoklad nadväzuje hlavne na konkurenčné prostredie a rovné postavenie účastníkov. Na trhu s dostatočnou likviditou prebieha naraz veľké množstvo nákupov a predajov, a preto jeden jediný obchod nemá výrazný vplyv na cenu. Likviditu trhu ovplyvňujú nasledujúce faktory:

- rozvetvenosť trhu – čím viac je trh rozvetvený, tým väčší počet malých obchodov prebieha v jednotlivých častiach trhu a tým je trh menej likvidný,
- šedý (nelegálny) trh – rovnako ako aj dichotómia trhu je nelegálny trh príčinou nižšieho počtu účastníkov a tým pádom aj nižšej likvidity,
- úroveň informovanosti investorov – pokiaľ nie sú investori dostatočne informovaní, tak odmietajú na danom trhu obchodovať, či v horšom prípade, na trh vôbec vstúpiť,
- výška transakčných nákladov – vysoké transakčné náklady investorov

odradzujú, pretože znižujú ich výnosy,

- regulácia ekonomiky, kvalitná a vynútiteľná legislatíva, politická a ekonomická stabilita v danej zemi.

2.4 Trhové anomálie

V predchádzajúcej časti druhej kapitoly boli rozobrané efektívne trhy, ako teoretické východisko pre ďalšiu časť tejto práce, trhové anomálie. Slovo anomália je chápané najmä ako odklon od normálu, niečo nepravidelné/výnimočné. Anomálie sú teda nepravidelné javy, ktoré sa nedajú vysvetliť pomocou známych teórií. V tejto časti práce sú spomenuté viaceré trhové anomálie, avšak popísané sú iba tie známejšie. Z anomálií dole spomenutých bude vybraná jedna, konkrétne sa jedná o víkendový efekt, a tá bude v praktickej časti skúmaná pomocou vybraných metód. Trhové anomálie sú napr.:

- efekt malej firmy,
- januárový efekt,
- víkendový efekt,
- efekt nízkeho P/E,
- efekt prestrelenia,
- efekt zanedbaných firiem,
- efekt fúzií a akvizícií,
- efekt emisie nových akcií,
- efekt akcií uzavretých fondov.

2.4.1 Efekt malej firmy

Akcie malých firiem by mali dosahovať vyššie výnosy oproti veľkým firmám. Teória tvrdí, že menšie podniky majú viac príležitostí k rastu, než väčšie spoločnosti. Ekonomické prostredie menších podnikov je menej stále a firmy sa musia častejšie zaoberať problémami ako napr. financovanie svojich aktivít. Taktiež akcie malých spoločností sú viditeľne lacnejšie ako akcie spoločností veľkých a preto majú tieto akcie tendenciu k vyššiemu rastu oproti ostatným akciám. Jedná sa hlavne o firmy s malým množstvom akcií, preto je táto anomália nazývaná efekt malej firmy (Reinganum, 1983).

Tabuľka 2-1 Miera výnosu akcií pri odlišných veľkostiach tržnej kapitalizácie

Skupina	Priemerná výška kapitalizácie v mil. USD	Priemerná tržná cena v USD	Priemerný ročný výnos v %
1	4,6	5,24	32,77
2	10,8	9,52	23,51
3	19,3	12,89	22,98
4	30,7	16,19	20,24
5	47,2	19,22	19,08
6	74,2	22,59	18,3
7	119,1	26,44	15,64
8	209,1	30,83	14,24
9	434,6	34,43	13
10	1102,6	44,94	9,47

Zdroj: vlastná tvorba podľa Reinganum (1983, str. 89-104)

Predchádzajúce tvrdenia sú potvrdené v Tabuľke 2-1, v ktorej sa nachádzajú tri veličiny a to: priemerná výška kapitalizácie, priemerná tržná cena a priemerný ročný výnos. Ako možno vidieť, prvé dve veličiny dosahujú postupný rast avšak u priemerného ročného výnosu je pokles. Možno teda usúdiť, že s rastúcou výškou kapitalizácie spoločnosti a rastúcou tržnou cenou jej akcií sa ročný výnos znižuje.

V literatúre je možné nájsť viacero vysvetlení tejto anomálie. Jedným z mnohých vysvetlení je aj to, že investíciou do malých firiem podstupujú akcionári vyššie riziko. Preto možno tieto vyššie výnosy pokladať za oprávnené. Ďalším faktom je, že analytici nesústredia toľko pozornosti na malé firmy a správy o malých firmách sú skryté za celkovým trhom. Efekt malej firmy je prepojený aj s januárovým efektom, pretože u januárového efektu sa veľké zisky pripisujú najmä malým firmám.

2.4.2 Januárový efekt

Januárový efekt je tržná anomália, ktorá sa objavovala pravidelne v cykloch. Táto anomália sa týka najmä akcií malých firiem, ktoré koncom roka strácajú svoju hodnotu najmä vďaka krátkym pozíciám investorov, ktorí vlastnia tieto akcie. Robia to hlavne z daňového

dôvodu, aby si skrátili svoje kapitálové zisky pred koncom roka. Naopak v januári sa už prechádza k spätným nákupom týchto akcií, preto majú zväčša tendenciu k rastu. Tento efekt bol pozorovaný na väčšine svetových akciových trhoch a dokonca je táto anomália výraznejšia na menších trhoch než napríklad na trhu americkom (Singal, 2003).

V nasledujúcej tabuľke 2-2 možno vidieť priemerné denné výnosy akcií v jednotlivých mesiacoch za obdobie 1963-2001 z búrz NYSE, AMEX a NASDAQ. Priemerné denné výnosy v % sú počítané zo všetkých akcií obchodovaných na týchto burzách, pričom všetkým akciám bola priradená rovnaká významnosť. Naopak u vážených výnosov sa jedná o priemernú výnosnosť akcií, avšak každej akcii bola priradená vlastná váha/významnosť na základe veľkosti tržnej kapitalizácie firmy. Napríklad akcie Genereal Electric's majú vyššiu významnosť ako akcie Dell Computer's, pretože tržná kapitalizácia GE je vyššia ako u Dell-u (Singal, 2003).

Tabuľka 2-2 Priemerné denné výnosy v jednotlivých mesiacoch

Výnos/obdobie	Priemerné denné výnosy v %	Vážené výnosy (na základe veľkosti firmy) v %
Január	0,101	0,070
Február	0,074	0,048
Marec	0,041	0,034
Apríl	0,070	0,057
Máj	0,053	0,047
Jún	0,057	0,041
Júl	0,056	0,049
August	0,065	0,055
September	0,056	0,040
Október	0,061	0,063
November	0,075	0,072
December	0,056	0,055

Zdroj: vlastné spracovanie podľa Singal (2003) str. 25

2.4.3 Víkendový efekt

Víkendový efekt je jednou z najviac skúmaných anomálií vôbec. Predstavuje pokles ceny akciových kurzov počas víkendu a pondelkového dopoludnia, keď sa začína znova obchodovať. Víkendový efekt možno definovať ako očakávaný záporný rozdiel medzi cenou akcie v pondelok a cenou, ktorá bola dosiahnutá predchádzajúci piatok. Ako prvý začal podrobnejšie skúmať víkendový efekt Ken French z University of Chicago v roku 1980. Získal mnoho dôkazov o existencii tejto tržnej anomálie a tieto jeho výsledky boli podporené mnohými finančnými odborníkmi po celom svete (Singal, 2003).

Výskum denných výnosov pre všetky akcie obchodované na burzách NYSE, AMEX a Nasdaq je zobrazený v tabuľke 2-3. Znova sa objavujú dva rôzne druhy výnosov. Výnos EW (Equally Weighted Return) zachytáva denný výnos všetkých akciových titulov na týchto burzách, pričom každému titulu pripadá rovnaká váha/významnosť. Naopak VW (Value-Weighted Return) sú denné výnosy akciových titulov, avšak každej akcii je pridelená vlastná váha/významnosť a to na základe tržnej kapitalizácie spoločnosti (Singal, 2003).

V prvej časti tejto tabuľky je skúmané celé obdobie od roku 1962 do 2001. Je tu možnosť vidieť, že pondelkové výnosy sú jednoznačne záporné, naopak výnosy v stredu a piatky sú dosť vysoké a to u oboch počítaných výnosností.

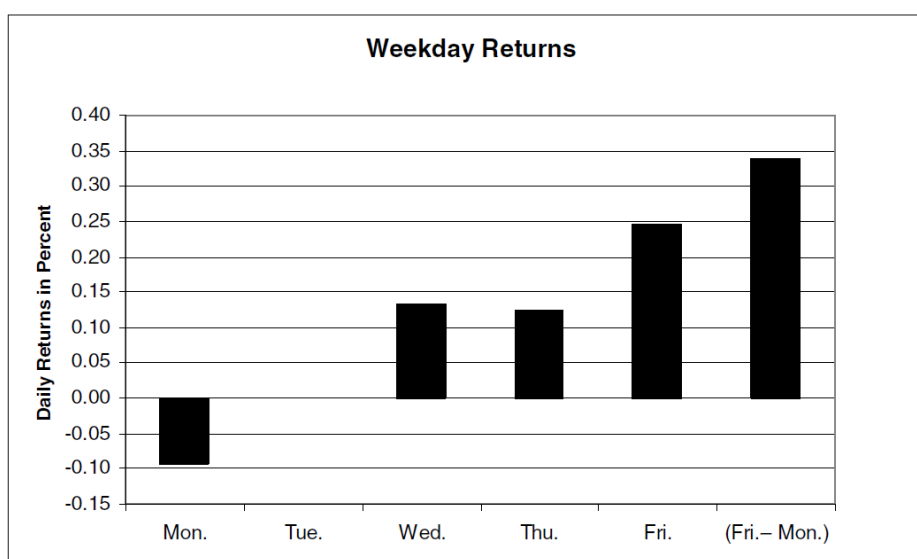
V jednotlivých skúmaných obdobiach sú výsledky dosť podobné celkovému výstupu tohto výskumu, avšak zobrazujú aj záporné výnosy ktoré boli v utorok v prvých 3 dekádach. V poslednej skúmanej dekáde už nebol víkendový efekt tak výrazný ako v predošliach, pretože výnosnosti v piatok výrazne klesli, u váženého výnosu bol dokonca záporný, a naopak pondelok sa u prvého výnosu vyskytuje iba malý prepad a u výnosu váženého dokonca mierny rast.

Tabuľka 2-3 Priemerné denné výnosy v jednotlivých dňoch

July 1962 to 2001: Daily Returns (in percent)						
	Mon.	Tue.	Wed.	Thu.	Fri.	Weekend (Fri.–Mon.)
Overall for July 1962 to 2001						
1962–2001						
EW	−0.093*	0.000	0.133*	0.125*	0.246*	0.339*
VW	−0.055 ⁺	0.044 ⁺	0.099*	0.047 ⁺	0.098*	0.153*
By Decades						
1962–1970						
EW	−0.105*	−0.008	0.176*	0.074 ⁺	0.218*	0.326*
VW	−0.124*	0.022	0.145*	0.028	0.131*	0.255*
1971–1980						
EW	−0.082 ⁺	−0.019	0.112*	0.115*	0.245*	0.327*
VW	−0.100 ⁺	0.035	0.098*	0.049	0.111*	0.211*
1981–1990						
EW	−0.173*	−0.038	0.108*	0.123*	0.231*	0.403*
VW	−0.078	0.062	0.112*	0.049	0.109*	0.187*
1991–2001						
EW	−0.021	0.056	0.144*	0.174*	0.283*	0.304*
VW	0.063	0.053	0.057	0.057	0.050	−0.013

Zdroj: Singal (2003, str. 42)

Tabuľka 2-4 Priemerné výnosy v jednotlivých dňoch týždňa



Zdroj: Singal (2003, str. 43)

2.4.4 Efekt nízkeho P/E

Veľmi dôležitým ukazovateľom, ktorý dáva do pomeru tržnú cenu akcie a čistý zisk pripadajúci na jednu akciu, je P/E ratio. Anomália súvisiaca s týmto ukazovateľom bola rozobraná v štúdiu od Basu (1977). Ten sa v jeho práci zamerával na akcie, ktoré sa obchodovali na NYSE v rokoch 1956-1971. Na základe veľkosti ukazovateľa P/E rozdelil portfólio do 5 skupín a dospeľ k výsledku, že čím viac sa miera P/E znižuje, tým viac rastie miera výnosu daného portfólia. Najvyššie výnosy teda dosahovali portfóliá, ktoré mali nízke P/E ratio. Zistil, že aj napriek rastúceho presvedčenia, že všetky verejne dostupné informácie sú okamžite absorbované do ceny akcie, nie je to tak úplne pravda. Tvrdí, že tento celý proces prichádza s určitým oneskorením. Podľa neho teda má ukazovateľ P/E ratio obrovskú výpovednú hodnotu a určite by mal byť braný s veľkou vážnosťou. Ďalej dokázal, že táto anomália je taktiež prepojená s efektom malých firiem. Od najväčších firiem k tým najmenším klesajú postupne výnosy a firmy s nižším P/E vykazujú výnosy väčšie. Polemizovania o tom, či vysoký výnos akcií s nízkou kapitalizáciou je spôsobený efektom veľkosti, nízkej likvidity a nedostatkom informácií alebo efektom nízkeho P/E, stále pokračuje. Je jasné, že akcie s nízkou kapitalizáciou, nedostatkom informácií, nízkou likviditou a nízkym P/E prinášajú nadpriemerný rizikom očistený výnos (Musílek, 2011).

3 Popis metodológie

V nasledujúcej kapitole bude popísaná logistická regresia a jej využitie v tejto práci.

3.1 Regresná analýza

Regresná analýza je jednou zo štatistických metód, v ktorých sa modeluje závislosť jednej alebo viacerých vysvetľovaných premenných na jednej alebo niekoľkých vysvetľujúcich premenných veličinách.

Základom regresnej analýzy je snaha a potreba pôsobiť na hodnoty vysvetľovanej premennej voľbou, ovplyvňovaním alebo aspoň menším odhadom vysvetľujúcich premenných. Aby sa toto dosiahlo, musí byť splnená podmienka, ktorá stanovuje že medzi vysvetľujúcou a vysvetľovanou premennou existuje kvantifikovateľný vzťah, alebo aspoň nejaká matematicky opísateľná závislosť.

Pre objasnenie metódy logistickej regresie je veľmi výhodné začať u lineárnej regresnej analýzy. Rozdiel medzi týmito dvoma metódami spočíva v tom, že regresná analýza uvažuje na mieste vysvetľovanej (závislej) premennej iba spojité veličiny, zatiaľ čo logistická regresia sa zaoberá úlohami s dichotomickými alebo multinomickými premennými ktoré nadobúdajú iba malého počtu obmien. Lineárna regresia je teda určitým teoretickým východiskom pre regresiu logistickú, a preto sa najskôr popíšu jej hlavné rysy a podmienky (Meloun, 2012).

3.1.1 Lineárna regresia

Jednorozmerná regresná analýza je metóda, ktorá sa zaoberá skúmaním závislosti zmien určitej spojitej vysvetľovanej premennej na jednej alebo viacerých vysvetľujúcich premenných. Ako základný prvok regresnej analýzy je regresná funkcia definovaná ako podmienená stredná hodnota určitej náhodnej veličiny Y vzhľadom k rôznym lineárnym kombináciám hodnôt iných náhodných premenných (regresorov) $x'=(1,x_1,x_2,\dots,x_k)$ s regresnými koeficientami $\beta'=(\beta_0,\beta_1,\dots,\beta_k)$, teda

$$E(Y | x) = x' \beta . \quad (3.1)$$

Predpokladom je, že každá pozorovaná hodnota y_i vysvetľovanej premennej Y je funkciou modelovej hodnoty η_i a rušivej (náhodnej) zložky ε_i . Modelová zložka modelu reprezentuje populačnú funkciu ktorá ale väčšinou nie je známa a zahrňuje pôsobenie vysvetľujúcich premenných. Náhodná zložka v modeli predstavuje súhrnný vplyv nekontrolovateľných vplyvov presne tak ako aj nepodstatný vplyv neuvažovaných premenných a ďalších rušivých faktorov. Zjednodušene možno povedať, že v lineárnom regresnom modeli je medzi modelovou (η) a nemodelovou zložkou (ε) súčtový vzťah, ktorý možno vyjadriť ako

$$Y = \eta + \varepsilon . \quad (3.2)$$

Z pohľadu regresnej teórie rozpoznávame úplne lineárny model, v ktorom je predpokladaný súčtový vplyv všetkých regresorov a jeho modelová zložka má tvar

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}, \quad (3.3)$$

a všeobecný lineárny model, v ktorom regresory sú predstavované ako ľubovoľné funkcie vysvetľujúcich premenných, ktoré neobsahujú žiadne ďalšie parametre. Modelová zložka má teda tvar

$$\eta = \beta_0 + \beta_1 f_1 + \beta_2 f_2 + \dots + \beta_k f_k, \quad (3.4)$$

kde f_1, f_2, \dots, f_k sú ľubovoľne známe funkcie pôvodných premenných X_1, X_2, \dots, X_k . Takýto model nemusí byť lineárny z hľadiska vysvetľujúcich premenných. Pokiaľ sa splnia aj ďalšie podmienky, potom sa oba modely označujú ako *klasický lineárny model* a prípadná nelinearita sa posudzuje iba z hľadiska parametrov.

Zostrojenie funkčného modelu, ktorý by reálne zobrazoval skutočnosť, je v praxi skutočne náročné a v prípade spoločenských vied úplne nemožné, bez ohľadu na to, že tak zostavený model by bol príliš komplikovaný. Dostatočný je teda model, ktorý iba zjednodušene zobrazuje realitu a zachytáva základné rysy skutočných vzťahov medzi jednotlivými veličinami. Pri rešpektovaní podmienky používania metód a dodržaní obozretnosti pri interpretácii výsledkov môžu byť ale tieto modely veľmi užitočné a spoľahlivé.

U lineárneho regresného modelu sa predpokladá linearita v parametroch, a to aj napriek tomu, že tento predpoklad nie je vždy oprávnený. Pomocou rôznych matematických transformácií (napríklad Taylorovým polynómom pri zanedbaní členov vyššieho než prvého

rádu, logaritmicou transformáciou exponenciálnych alebo mocninových regresných funkcií) je možné túto skutočnosť v určitých prípadoch obísť. U transformácií modelu sa však podstupuje riziko, že nastane prílišné zjednodušenie reality a strata informácie, avšak interpretácia výsledkov a spracovávanie dát sa týmto spôsobom výrazne zjednodušuje. Aj napriek tomuto všetkému je v určitých situáciách nemožné z daných údajov zostaviť uspokojivý model (Meloun, 2012).

3.1.2 Klasický lineárny model

Pod pojmom klasický lineárny model rozumieme teda úplne lineárny model (3.5) alebo všeobecný lineárny model (3.6)

$$Y = X\beta + \varepsilon, \quad (3.5)$$

$$Y = F\beta + \varepsilon. \quad (3.6)$$

Podmienky sú kladené na jeho jednotlivé zložky (náhodnú zložku ε , maticu vysvetľujúcich premenných F alebo systematickú zložku X a vektor regresných koeficientov β). Jednotlivé podmienky sú teda podľa Řezánková a kol. (2001):

- Stredná hodnota náhodnej zložky je nulová, teda $E(\varepsilon_i) = 0$ pre každé $i=1,2,\dots,n$. Tato podmienka znamená, že náhodná zložka nepôsobí systematickým spôsobom na hodnoty vysvetľovanej premennej Y .
- Rozptyl náhodnej zložky je konštantný (hovoríme teda o homoskedasticite), teda $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ pre každé $i=1,2,\dots,n$. Táto podmienka hovorí, že variabilita náhodnej zložky nie je závislá na hodnotách vysvetľujúcich premenných a teda aj podmienená variabilita vysvetľovanej premennej nezávisí na hodnotách vysvetľujúcich premenných a rovná sa neznámej kladnej konštante σ^2 .
- Kovariancia náhodnej zložky je nulová, teda $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ pre každé $i \neq j=1,2,\dots,n$. Hodnoty náhodnej zložky sú nekorelované a z toho vyplýva aj nekorelovanosť rôznych dvojíc pozorovaní vysvetľovanej premennej Y .
- Matica X je nestochastická (nenáhodná) radu $n \times (k+1) = p$, kde n je počet pozorovaní, k je počet vysvetľujúcich premenných a p počet parametrov. Vysvetľujúce premenné sú nenáhodné a pod kontrolou výskumníka.

- Matica X má plnú hodnotu, teda $h(X) = k+1 \leq n$ (n je počet pozorovaní). Táto podmienka vyžaduje, aby medzi vysvetľujúcimi premennými nebola funkčná lineárna závislosť. V matici X teda nesmú existovať lineárne závislé stĺpce. Počet vysvetľujúcich premenných nesmie byť pochopiteľne väčší ako počet pozorovaní a v praxi by mal byť počet pozorovaní výrazne väčší než počet vysvetľujúcich premenných.
- ε_i majú normálne rozdelenie pre každé $i=1,2,\dots,n$. Na základe tejto podmienky vyplýva normalita aj pre vysvetľovanú premennú Y . Náhodný vektor Y má teda n -rozmerné normálne rozdelenie s vektorom stredných hodnôt $X\beta$ a kovariančnou maticou $\sigma^2 I_n$.
- Parametre $\beta_j, j=1,2,\dots,k$ môžu nadobudnúť ľubovoľné hodnoty. Na tento vektor nie sú kladené žiadne dodatočné podmienky.

Na základe uvedených podmienok možno zhrnúť, že vektor vysvetľovanej premennej y má n -rozmerné rozdelenie $N_n(X\beta, \sigma^2 I_n)$ s vektorom stredných hodnôt $E(y) = \eta = X\beta$ a kovariančnou maticou $C(y) = \sigma^2 I_n$.

Ak sú splnené všetky uvedené podmienky, je možné odvodiť pre náhodný vektor vysvetľovanej premennej y jeho strednú hodnotu

$$E(y) = E(X\beta + \varepsilon) = E(X\beta) + E(\varepsilon) = X\beta + E(\varepsilon) = X\beta \quad (3.7)$$

a kovariančnú maticu

$$C(y) = C(X\beta + \varepsilon) = C(X\beta) + C(\varepsilon) = C(\varepsilon). \quad (3.8)$$

Taktiež vektor vysvetľovanej premennej y má n -rozmerné normálne rozdelenie $N_n(X\beta, \sigma^2 I_n)$ s vektorom stredných hodnôt $E(y) = \eta = X\beta$ a kovariančnou maticou $C(y) = \sigma^2 I_n$.

3.1.3 Zovšeobecnený lineárny model

Splnenie podmienok klasického lineárneho modelu v praxi je skôr teoretický rámec. Vo veľa prípadoch sa stáva, že v konkrétnych úlohách tieto podmienky splnené nie sú. Pre rozšírenie použiteľnosti klasického regresného modelu je tu zovšeobecnený lineárny model,

ktorý pri zachovaní podmienky nenáhodnosti matice X nevyžaduje splnenie podmienky týkajúcej sa kovariančnej matice a náhodnej zložky ε (Meloun, 2012).

U logistickej regresie sa na mieste vysvetľovanej premennej uvažuje o kategorickej veličine, tým pádom sa narušuje podmienka jej normálneho rozdelenia. Použitím zovšeobecneného lineárneho modelu sa hľadá vhodná transformujúca funkcia, ktorá je schopná previesť nevyhovujúci model na klasický model, ktorý už bude vyhovovať podmienkam.

Ako najjednoduchší príklad logistickej regresie je možno uviesť regresiu s dichotomickou vysvetľovanou premennou, ktorá sa riadi alternatívnym zákonom rozdelenia s pravdepodobnostnou funkciou v tvare

$$P(y | \pi) = \pi^y (1 - \pi)^{1-y}. \quad (3.9)$$

Po upravení tohto vzťahu sa možno dopracovať k tomuto tvaru

$$P(y | \pi) = \pi^y (1 - \pi)^{1-y} = (1 - \pi) \left(\frac{\pi}{1 - \pi} \right)^y = (1 - \pi) e^{y \times \ln \frac{\pi}{1 - \pi}}. \quad (3.10)$$

Získaný *logit*, predstavuje hľadanú transformujúcu funkciu. Pri použití tejto transformačnej funkcie v zovšeobecnenom lineárnom modeli a nasledujúcimi postupnými úpravami však dostaneme nelineárnu regresnú funkciu.

3.1.4 Nelineárna regresia

U nelineárnych regresných funkcií je problémová interpretácia ich parametrov. Práve kvôli tomuto je nelinearita obmedzená na parametre. Pri lineárnej regresii znamená absolútna zmena jedného regresoru o jednotku konštantnú zmenu strednej hodnoty vysvetľovanej premennej práve o rovnakú hodnotu regresného parametru. Avšak u logistickej regresii, v ktorej je vysvetľujúca premenná kategorická a jej stredná hodnota má charakter pravdepodobnosti, je nemožné uvažovať o lineárnej zmene, zmeny sú teda odlišné. Ako príklad možno uviesť situáciu, kedy rovnaké zvýšenie veku u určitých vekových skupín žien neznamena rovnakú zmenu pravdepodobnosti splodenia dieťaťa. U mladších dievčat sa táto pravdepodobnosť zvyšuje, avšak u starších žien naopak klesá.

Niektoré nelineárne modely je možno pomocou linearizujúcich transformácií previesť na lineárne (mocninové a exponenciálne vzťahy pomocou zlogaritmovania), avšak

u logistického modelu by to bol iba spätný proces vedúci znova k nevyhovujúcemu regresnému modelu.

3.2 Logistická regresia

Logistická regresia predstavuje štatistickú metódu, ktorá skúma vzťah medzi vysvetľovanou závislou premennou a vysvetľovanými nezávislými premennými, avšak pri porovnaní s regresnou analýzou, logistická regresia uvažuje na mieste vysvetľovanej premennej veličiny dichotomické alebo multinomické, u ktorých je len malý počet obmien. Pri využívaní regresnej analýzy sa na mieste vysvetľovanej premennej nachádza spojitá veličina. Možno teda povedať, že logistická regresia je nejakou špeciálnou metódou regresnej analýzy. Táto metóda je využívaná k návrhu modelu pre predikciu hodnôt vysvetľovanej premennej na základe pravdepodobností zaradenia novo prichádzajúcej jednotky do skupiny jej podobných jednotiek pomocou zistených údajov (Meloun, 2012).

Táto metóda predikcie je využívaná najmä analytikmi, výskumnými a vedeckými pracovníkmi, ktorí potrebujú modelovať správanie kategorických premenných. Hlavné oblasti využitia sú predovšetkým bankovníctvo, medicína, marketing, ekonómia a technické alebo prírodné vedy.

Pri výskume trhu sú vstupné dáta pre štatistickú analýzu zisťované priamo u štatistických jednotiek – jednotlivcov, domácností, výrobkov apod. Predmetom záujmu výskumníka sú určité hodnoty sledovaných štatistických znakov (premenných). Práve pri sociálnych vedách, ktoré sa zaujímajú o názor alebo prejavy ľudí, sa často objavujú znaky, ktoré nemožno priamo merať. Respondent sa teda rozhoduje medzi predom pripravenými možnými odpoveďami, ktoré sú následne zaznamenané ako kódy (hovorí sa teda o kódovaných odpovediach alebo kategóriách).

Ako už bolo spomenuté v predchádzajúcich častiach tejto kapitoly, logistická regresia uvažuje na mieste vysvetľovanej premennej veličiny dichotomické alebo multinomické. Ako multinomické veličiny možno označiť veličiny, ktoré majú viac ako dve kategórie. Na základe toho, či je možné tieto kategórie zoradiť alebo nie, rozlišujeme dáta nominálne, ordinálne a kardinálne.

Nominálne premenné skúmajú napríklad kultúrny, sociálny alebo geografický pôvod osôb, nemožno teda u týchto premenných určiť poradie kategórií alebo ich inak dodatočne zhodnotiť. U *ordinálnych* premenných sa zisťuje napríklad vzdelanie alebo preferencie

jednotlivých osôb. Kategórie u ordinálnych premenných je možné prirodzeným spôsobom zoradiť, avšak nemožno určiť ich presnú vzdialenosť. Kódy kategórií *kardinálnej* premennej možno naopak vnímať ako čísla alebo počet a taktiež sa môže určiť ich vzájomná vzdialenosť a pomer (preto sú niekedy aj označované ako pomerové premenné). Ako príklad možno uviesť počet ekonomicky aktívnych osôb v domácnosti alebo počet hodín strávených vykonávaním určitej činnosti. Do tejto skupiny sa zaraďujú aj agregované kategórie, ktoré vznikli z pôvodne spojitých hodnôt (napr. príjem osôb v eurách podľa stovkových intervalov).

V tejto práci sa budú ale využívať iba veličiny dichotomické. Dichotomická, alebo inak povedané aj alternatívna veličina je zvláštnym typom kategorickej premennej, ktorá môže nadobúdať hodnoty iba v intervale od 0 do 1. Práve podmienka, ktorá hovorí, že podmienená stredná hodnota vysvetľovanej premennej je väčšia alebo rovná 0 a zároveň je menšia alebo rovná 1, je základným predpokladom použitia logistickej regresie namiesto klasickej regresnej analýzy (Hebák, 2007).

Logistický regresný model

V ďalšej časti tejto práce bude pozornosť venovaná už iba logistickému regresnému modelu, ktorý je zvláštnym prípadom všeobecného lineárneho modelu s logitovou transformujúcou funkciou a vzhľadom ku svojmu tvaru ho možno zaradiť do kategórie nelineárnej regresie.

3.2.1 Binárna logistická regresia

Pokiaľ má vysvetľovaná veličina Y alternatívne rozdelenie, teda $Y \sim A(\pi)$ so strednou hodnotou $E(Y)=\pi$, je obor jej hodnôt obmedzený na 0 a 1 tak, že jav $Y=1$ nastane s pravdepodobnosťou π a jav $Y=0$ nastane s pravdepodobnosťou $(1-\pi)$. Pravdepodobnosti výskytu týchto javov sú dané intervalom $\langle 0;1 \rangle$. Použitie lineárnej regresnej funkcie by nemohlo obmedzenie na tento interval zaistiť. Preto sa uvažuje v pomere pravdepodobnosti že nastane určitá udalosť ku pravdepodobnosti že udalosť nenastane $\frac{\pi}{1-\pi}$, ktorý je označovaný aj ako šanca (odds ratio), a môže byť naopak aj akejkol'vek nezápornej hodnoty. Použitím logaritmu šance namiesto podmienenej strednej hodnoty v zovšeobecnenom modeli

$$\log it(\pi) = \ln \frac{\pi}{1-\pi} = x' \beta \quad (3.11)$$

sa možno dopracovať k binárnemu regresnému modelu, v ktorom je logit vyjadrený ako lineárna funkcia vysvetľujúcich premenných (Tvrđík, 1998).

Postupnou spätnou úpravou výrazu je možné sa dopracovať k vzťahu

$$\frac{\pi}{1-\pi} = e^{x'\beta} \quad (3.12)$$

a ďalej ako pravdepodobnosť

$$\pi = \frac{e^{x'\beta}}{1+e^{x'\beta}} = e^{x'\beta} [1+e^{x'\beta}]^{-1} \quad (3.13)$$

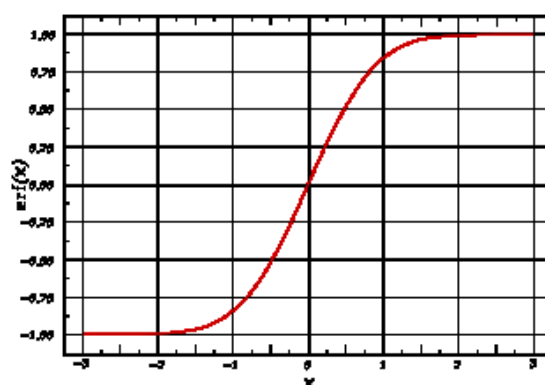
ktorá predstavuje distribučnú funkciu logistického rozdelenia. Jej použitím sa zaistí potrebné obmedzenie hodnôt π na interval $\langle 0;1 \rangle$. Podmienená stredná hodnota alternatívnej vysvetľovanej premennej je teda vyjadrená ako nelineárna funkcia k vysvetľujúcim premenným. Ak je $k = 1$, má distribučná funkcia (3.13) tvar

$$F(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (3.14)$$

Grafom tejto nelineárnej funkcie je symetrická rastúca s-krivka s jedným inflexným bodom. Hodnota veličiny $\beta_0 + \beta_1 x$ je $100\pi\%$ kvantil normovaného logaritmického rozdelenia. Podobnú distribučnú funkciu s rovnakým inflexným bodom možno nájsť u normovaného normálneho rozdelenia, ktorého kvantil sa označuje ako *probit*. U zápornej hodnoty β_1 a zápornej hodnoty x sa ale π blíži 1 a kladnej hodnoty x sa π blíži 0. V takomto prípade je táto krivka klesajúca a nejedná sa teda už o distribučnú funkciu. V prípade nezávislosti vysvetľovanej premennej Y na X je parameter β_1 rovný nule (Hebák, 2007).

Parameter β_0 udáva veľkosť logitu pri nulových hodnotách všetkých vysvetľujúcich premenných a je logaritmom šance, že $Y=1$. Pokiaľ je táto šanca $\pi = 0,5$ (teda šanca jedna k jednej), je parameter $\beta_0 = 0$. Kladné hodnoty parametru teda znamenajú väčšiu šancu výskytu sledovaného javu ($\pi > 0,5$) a záporné hodnoty predstavujú menšiu šancu výskytu tohoto javu (väčšia šanca výskytu javu alternatívneho). Nasledujúci Obrázok 3-1 zobrazuje s-krivku.

Obrázok 3-1 S-krivka



Zdroj: wikipedia ¹

Logaritmus šance sa mení v závislosti na počte vysvetľujúcich premenných. Miera tejto zmeny je všeobecne vyjadrovaná parametrami β_j , $j = 1, 2, \dots, k$, avšak na základe rovnice (3.13) vyplýva, že jej skutočná veľkosť je rovná e^{β_j} násobku šance pri zmene nezávislej premennej o jednotku a nezmenených hodnotách ostatných premenných.

Pretože v tejto práci sa bude počítať pravdepodobnosť výskytu záporného výnosu, záporný výnos bude teda v tomto modeli 1 a kladný výnos bude 0. Norušis (2012) odvodila pravdepodobnosť tohoto výskytu ako

$$P = \frac{1}{1 + e^{-(B_0 + B_1 X)}}, \quad (3.15)$$

kde B_0 a B_1 sú jednotlivé koeficienty vysvetľujúcich premenných, X je vysvetľujúca nezávislá premenná, $e = 2,718$ a P je počítaná pravdepodobnosť. Túto pravdepodobnosť je ďalej možno určiť ako

$$P = \frac{1}{1 + e^{-Z}}, \quad (3.16)$$

kde Z je lineárna kombinácia predstavujúca nasledujúci vzťah

$$Z = B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_p X_p, \quad (3.17)$$

a p je počet nezávislých premenných.

¹ http://upload.wikimedia.org/wikipedia/commons/thumb/2/2f/Error_Function.svg/320px-Error_Function.svg.png

Model a výpočty v takejto podobe sú použité v praktickej časti tejto práce, kde sa počítajú okrem pravdepodobnosti záporného výnosu pondelka taktiež počítajú aj pravdepodobnosti záporného výnosu u ostatných dní.

3.2.2 Multinomická logistická regresia

Úlohy s viackriteriálnou vysvetľovanou premennou je taktiež možné riešiť pomocou logistickej regresie, ale nie jej opakovaným použitím. Prirodzeným rozšírením binárneho logistického modelu predstavuje multinomická logistická regresia. Pred tým ako sa pristúpi k aplikovaniu tejto metódy je ale potrebné zvážiť vzťahy medzi jednotlivými kategóriami vysvetľovanej premennej, pretože ich charakter umožňuje využitie rôznych konštrukcií logitov a ovplyvňuje tak aj samotnú interpretáciu parametru.

Nominálna vysvetľovaná premenná

Kategórie nominálnej premennej nie je možné usporiadať do logistickej rady. Jediné, čo o nich možno prehlásiť je fakt, že sú navzájom rôzne. Pokiaľ je teda takých kategórií $s > 2$, budú pre ne použité v súlade s predchádzajúcou teóriou kódy $0, 1, \dots, s - 1$, pričom jedna z nich bude označená za tzv. *referenčnú (porovnávaciu) kategóriu*. Pravdepodobnosť nastúpenie tejto kategórie je považovaná za bázičku a ostatné pravdepodobnosti ktoré pripadajú ostatným kategóriám sú s touto kategóriou porovnávané. Takýto spôsob konštrukcie logitu, ktorý je taktiež nazývaný aj ako bázičný logit, u nominálnej premennej výrazne prevažuje. Ďalším spôsobom konštrukcie je porovnávanie pravdepodobností nastúpenia susediacich kategórií, inak povedané aj *reťazových logitov*, avšak tento postup je omnoho viac uplatniteľný, ak je kategoriálna premenná ordinálna, ktorá je stručne popísaná v nasledujúcej časti.

Ordinálna vysvetľovaná premenná

Na rozdiel od nominálnej premennej je u ordinálnej premennej možné jej kategórie usporiadať do logickej rady bez toho, aby boli vôbec známe vzdialenosti medzi týmito kategóriami.

3.2.3 Vysvetľujúce premenné

Rovnako ako aj v lineárnej regresii je možné aj v logistickom modeli použiť rôzne typy vysvetľujúcich premenných. Na charaktere týchto premenných závisí ďalší postup konštrukcie modelu, odhad jeho parametrov, hodnotenie kvality a jeho konečné využitie.

V prípade, keď sú vysvetľujúce premenné kategorické (v praxi veľmi často používané – napríklad skúmanie závislosti záujmu respondenta o určitý výrobok/službu v závislosti na jeho pohlaví, gramotnosti, zdravotnom stave atď.), vyskytujú sa ich nula-jednotkové kombinácie opakovane a je veľmi ťažké usúdiť závislosť zmien vysvetľovanej premennej na týchto rovnakých kombináciách. V prípade výskytu spojitej premennej medzi premennými by boli jednotlivé kombinácie jedinečné.

Na začiatok je dobré si roztriediť dáta, ktoré obsahujú kategorické premenné, do kontingenčných tabuliek a analyzovať jednotlivé polia tabuľky. Frekvencie výskytu kombinácií, pre ktoré veličina Y nadobúda hodnoty 1, majú binomické rozdelenie s pravdepodobnostnou funkciou

$$P(y | n, \pi) = \binom{n}{y} \pi^y (1 - \pi)^{n-y}, \quad (3.18)$$

kde y je počet prípadov, kedy vysvetľovaná premenná veličina Y nadobúda hodnoty 1 a n je celkový počet prípadov pre jednu konkrétnu kombináciu hodnôt vysvetľujúcich premenných. Vysvetľovanou premennou modeli je potom relatívna frekvencia nastúpenia sledovaného znaku pre túto určitú kombináciu hodnôt nezávislých premenných, teda $p = \frac{y}{n}$ (Hebák, 2007).

3.2.3.1 Indikátorové premenné

V praxi sa veľmi často označujú jednotlivé kategórie kategorickej premennej poradovými číslami, napr. 1 = pondelok, 2 = utorok atď. Toto označenie však nemá žiadny kvantitatívny význam. Najčastejší prístup k práci s kategorickou premennou spočíva v tom, že sa kategórie tejto premennej prekódujú na umelé premenné, korešpondujúce s pôvodnými, tzv. *indikátorové premenné*. Interpretácia odhadnutých parametrov teda závisí na type zvolených indikátorov (Norušis, 2012).

Použitím takzvaných *dummy premenných* sú parametre, ktoré predstavujú zmenu každej kategórie (v logistickej regresii zmenu šance) oproti referenčnej kategórii. Výskyt

určitej kategórie je indikovaný číslom 1 a kategóriám, ktoré sa naopak nevyskytujú, je pridelené číslo 0.

Iným typom indikátorových premenných sú *effect premenné*, pri ktorých predstavujú parametre zmenu logitu každej kategórie oproti priemeru logitu všetkých použitých kategórií. Pri tomto postupe sa okrem kódov 0 a 1 používa aj kód -1, ktorý pripadá pre referenčnú kategóriu.

3.3 Odhad regresných koeficientov

U logistickej regresie sa pracuje s binárnou premennou, nemožno teda odhadnúť jednotlivé premenné pomocou metódy najmenších štvorcov, využije sa preto metóda maximálnej vierohodnosti. V prípade binomického rozdelenia má funkcia vierohodnosti nasledujúci tvar:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i}. \quad (3.19)$$

Podľa Meloun (2006), je možné maximalizáciu logaritmu vierohodnosti funkcie, za predpokladu binomického rozdelenia y , zapísať ako:

$$\ln[l(\beta)] = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln[\pi(x_i)] + (1 - y_i) \ln[1 - \pi(x_i)]\}. \quad (3.20)$$

Pre odhad logistických koeficientov je možné použiť jeden z analytických počítačových programov použitím metódy enter alebo krokovej metódy. Pokiaľ sa využíva priama (enter) metóda, tak sa do modelu vložia všetky prediktory do jedného bloku a pre tento krok sú vypočítané jednotlivé odhady parametrov.

Druhou možnosťou je kroková metóda. Jej podstatou je postupné pridávanie a naopak vyradovanie jednotlivých premenných na základe dosiahnutej významnosti. Podľa Field (2009), je možno u krokovej metódy využiť postup *forward* (dopredu), alebo naopak *backward* (dozadu). V prípade prvého postupu sa začína s prázdny modelom, ktorý neobsahuje žiadne premenné. Tieto premenné sú v nasledujúcich krokoch pridávané. Do modelu sú pridávané premenné, ktoré v danom období dosahujú najvyššieho skóre. Metóda backward funguje presne naopak. Na začiatku sú do modelu zaradené všetky premenné, ktoré sa následne v jednotlivých krokoch vyradujú, pokiaľ nesplňujú požadovanú hladinu významnosti.

Testovanie významnosti koeficientov

Po odhadnutí jednotlivých regresných koeficientov je následne treba testovať ich významnosť. Týmto sa zisťuje, či sa tieto koeficienty v logistickom regresnom modeli líšia od nuly. V prípade, keď sa koeficient rovná nule, nastáva situácia, v ktorej sa pravdepodobnostný pomer nemení a konkrétna premenná teda nemá vplyv na pravdepodobnosť. Pre testovanie významnosti koeficientov je často využívané Waldove testovacie kritérium. Toto kritérium je možno zapísať ako

$$W_{a,i} = \frac{b_i^2}{s^2(b_i)}, \quad (3.21)$$

kde b_i^2 predstavuje štvorec pomeru odhadu regresného koeficientu a $s^2(b_i)$ smerodajná odchýlka regresného koeficientu. Waldova štatistika $W_{a,i}$ má χ^2 -rozdelenie s jedným stupňom voľnosti.

3.3.1 Overenie správnosti modelu

Podľa Meloun (2006), sa k preverovaniu správnosti daného modelu využíva miera tesnosti preložením logistickým modelom. Mierou tesnosti preloženia navrhnutého modelu dátami je hodnota pravdepodobnosti $L_{(I)}$, že daná udalosť naozaj nastane. Namiesto pravdepodobnosti $L_{(I)}$, sa však využíva odchýlka, ktorú možno zobrazit' nasledujúcim vzorcom:

$$D = -2 \ln L_{(I)}, \quad (3.22)$$

ktorú je možné označiť aj ako $-2LL$. Čím viac sa hodnota odchýlky približuje k nule, tým lepšieho preloženia je dosiahnuté. Pomocou tejto odchýlky je taktiež možné hodnotiť dva regresné modely. V tomto prípade sa porovnávajú dva modely, a to model s premennými a model, ktorý premenné neobsahuje. Tento vzťah vyjadruje vzorec:

$$G = -2 \ln \frac{\text{pravdepodobnosť modelu bez premenných}}{\text{pravdepodobnosť modelu s premennými}}, \quad (3.23)$$

ktorý priamo odpovedá vierohodnostnému pomeru. Model obsahujúci premenné, by mal dosahovať oveľa nižšie $-2LL$, ako model bez premenných.

Taktiež je možné testovať hypotézy pomocou pravdepodobnostného pomeru (likelihood ratio) ako to využíva Norušis (2012), ktorá determinuje zmenu modelu pridávaním

alebo odstraňovaním premenných z modelu. Tento koncept je určitým ekvivalentom R^2 štatistiky, ktorá bude vysvetlená v ďalšej časti. Pravdepodobnostný pomer má nasledujúci tvar:

$$LLratio = -2LL(RM) - (-2LL(FM)), \quad (3.24)$$

kde $LLratio$ je pravdepodobnostný pomer, RM predstavuje model obsahujúci iba premennú a FM je kompletný model.

Pre overenie modelu bolo navrhnutých veľa analogických postupov ku koeficientu determinácie R^2 , ktorý je využívaný v lineárnej regresii. Medzi takéto koeficienty determinácie je možno zaradiť R^2 Coxové a Snella a R^2 Nagelkerka. V oboch prípadoch sa R^2 môže pohybovať v intervale od 0 do 1. Nagelkera bol navrhnutý ako modifikácia R^2 Cosovej a Snella, pretože tento koeficient nemohol nikdy dosiahnuť hodnoty 1. Pre R^2 Nagelkera teda platí, že čím bližšie dosiahnutá hodnota číslu jedna, tým vierohodnejšie dokáže daný model vysvetľovať závislé premennú pomocou nezávislých premenných.

3.3.2 Interpretácia výsledkov

Aby bol model využiteľný, je nutná správna interpretácia dosiahnutých výsledkov. Koeficient β_k je možno interpretovať ako zmenu závislej premennej so zmenou hodnoty nezávislej premennej a to za predpokladu nemenných hodnôt ostatných premenných. Pokiaľ je teda hodnota β_k vyššia ako 0, značí to, že daná premenná pozitívne prispieva ku zvýšeniu šance k určitému javu. Naopak, pokiaľ je hodnota β_k menšia ako 0, znižuje to šancu existencie určitého javu. V prípade, že sa hodnota β_k rovná nule, šanca sa nemení (Meloun, 2012).

V prípade exponenciálnych regresných koeficientov je ale treba odlišnú interpretáciu. Jedná sa totiž o logaritmy pôvodných regresných koeficientov β_k , ktoré nemôžu nadobudnúť záporné hodnoty. Tieto koeficienty sú označované ako $\exp(\beta_k)$. Pre získanie jednotlivých exponenciálnych regresných koeficientov je využívaný prístup, v ktorom sa porovnávajú pravdepodobnosti, že daná udalosť nastane, či nenastane. Tento vzťah je možné napísať podľa vzorca:

$$\exp(\beta_k) = \frac{\pi(P_1)}{\pi(P_0)} = e^{B_0 + B_1X_1 + B_2X_2 + \dots + B_nX_n}, \quad (3.25)$$

kde $\pi(P_1)$ predstavuje pravdepodobnosť, že daná situácia nastane, $\pi(P_0)$ je pravdepodobnosť, že situácia nenastane. V prípade, že hodnota $\exp(\beta_k) < 1$, nezávislá premenná negatívne pôsobí na vysvetľovanú premennú, pokiaľ $\exp(\beta_k) > 1$ tak naopak, pôsobí pozitívne.

4 Testovanie výskytu zvolených tržných anomálií na vybraných trhoch

Na začiatku tejto kapitoly sú stručne predstavené akciové indexy, na ktorých bude následne testovaný víkendový efekt. Všetky dáta sú získané od spoločnosti xtb.sk ktorá tieto dáta stiahla z platformy Bloomberg.

4.1 Predstavenie akciových indexov

Pre túto prácu boli vybrané akciové index PX, DAX, S&P 500, CAC 40 a NIFTY. Indexy DAX a CAC 40 boli vybrané kvôli významnosti nemeckej a francúzskej ekonomiky v Eurozóne. Oproti indexom DAX a CAC 40 stojí index S&P 500, ktorý je používaný ako jeden z najdôležitejších ukazovateľov americkej ekonomiky. Pražský index PX je zvolený kvôli porovnaniu výsledkov predchádzajúcich indexov, ktoré reprezentujú niektoré ekonomiky skupiny G8 s výsledkami indexu reprezentujúceho český akciový trh. Posledným indexom vybraným pre túto prácu je indický index NIFTY, teda index, ktorý odzrkadľuje výkonnosť indického akciového trhu, ktorý s najväčšou pravdepodobnosťou nedosahuje takej efektívnosti ako trhy ostatných skúmaných indexov, a je tam preto väčší potenciál výskytu určitých trhových anomálií.

Analýza je vykonaná pomocou denných uzatváracích cien jednotlivých indexov, pričom u indexov DAX, PX, CAC 40 a S&P 500 je celkovo viac ako 2800 pozorovaní, indický index NIFTY má 1700 pozorovaní. Všetky dáta spolu s výstupom z programu SPSS sú dostupné v prílohe č. 3 na priloženom CD. Skúmaná časová rada od decembra 2003 po január 2015 je rozdelená do troch období a to: obdobie pred krízou, kríza a obdobie po kríze. Začiatok krízy bol určený ako 9.8.2007 podľa prudkého prepadu akciových trhov v USA a Európe a začiatok pumpovania peňazí do ekonomiky Európskou centrálnou bankou. Určenie konca krízy je podstatne náročnejšie, pretože tvrdenia ekonómov sa v tomto smere výrazne odlišujú. Preto bol pre potreby tejto práce určený koniec krízy ako začiatok druhého kvartálu 2010, kedy ukazovatele HDP USA aj európskych krajín začali výrazne rásť a dostali sa po dlhšom období do kladných čísel. Z dôvodu sťaženého zberu dát o indickom indexe NIFTY sa bude tento index analyzovať iba pre obdobie krízové a obdobie po skončení krízy.

Index DAX

Ako prvý predstavený je nemecký index DAX (Deutscher Aktien-Index 30), ktorý sa skladá z 30 hlavných blue chips akcií nemeckých spoločností. Tento index sa obchoduje na

frankfurtskej burze a radí sa taktiež medzi najpodstatnejšie ukazovatele ekonomickej výkonnosti Európskej únie.² V tabuľke 4-1 sa nachádzajú základné informácie o indexe DAX.

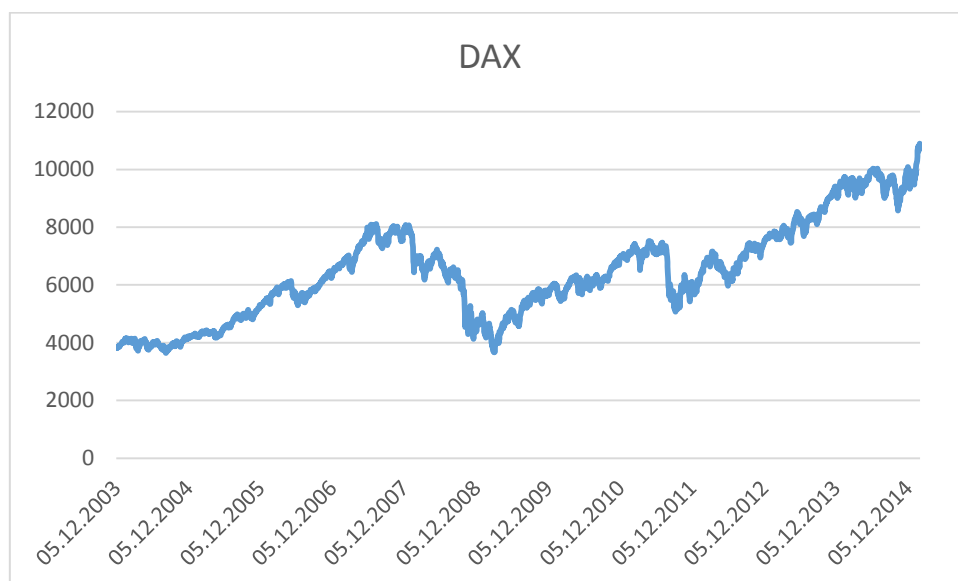
Tabuľka 4-1 Index DAX

Názov/symbol	DAX
Počet akcií	30
Mena	EUR
Základná hodnota	1000
Dátum zahájenia obchodovania	1.7.1988

Zdroj: vlastná tvorba

V nasledujúcom obrázku 4-1 je zachytený vývoj indexu DAX za skúmané obdobie.

Obrázok 4-1 Vývoj indexu DAX



Zdroj: vlastná tvorba

Index PX

Tento index taktiež pozostáva z akcií blue chips, avšak jedná sa o akcie obchodované na Burze cenných papierov Praha. Index PX sa pôvodne nazýval PX 50, avšak 20. marca

² <http://www.akcie.cz/kurzy-svet/indexy-svet/dax>

2006 sa premenoval na terajší názov³. V tabuľke 4-2 sú bližšie informácie týkajúce sa českého akciového index.

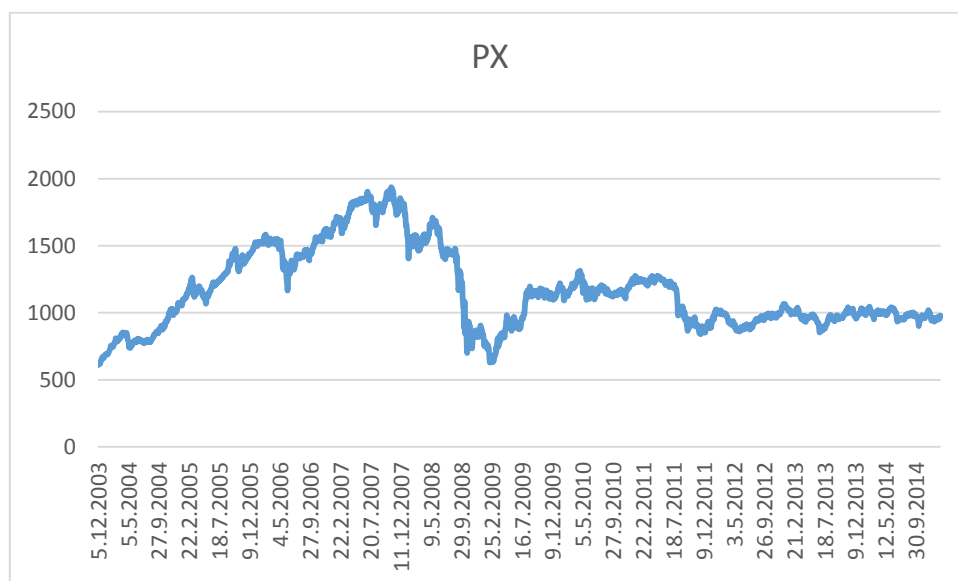
Tabuľka 4-2 Index PX

Názov/symbol	PX
Počet akcií	23
Mena	CZK
Základná hodnota	1000
Dátum zahájenia obchodovania	5.4.1994

Zdroj: vlastná tvorba

Obrázok 4-2 zobrazuje vývoj indexu PX za skúmané obdobie.

Obrázok 4-2 Vývoj indexu PX



Zdroj: vlastná tvorba

Index S&P 500

Index Standard and Poor's meria výkon 500 amerických akcií, ktoré sú vybrané týmom analytikov a ekonómov agentúry Standard & Poor podľa veľkosti trhu, likvidity, typu odvetví a ďalších faktorov. Je indexom váženej tržnej hodnoty – váha každej akcie v tomto

³ <http://www.penize.cz/6424-px-index>

indexe je úmerná jej tržnej hodnote. Tento index je jedným z najčastejšie používaných meradiel vývoja celého amerického trhu popri indexe Dow Jones Industrial Average (ďalej iba DJIA) a NASDAQ - 100. Výhodou tohto indexu oproti indexu DJIA je fakt, že zachytáva väčšiu škálu trhu, keďže index DJIA reprezentuje iba 30 akcií.⁴ Základné informácie sa nachádzajú v tabuľke 4-3.

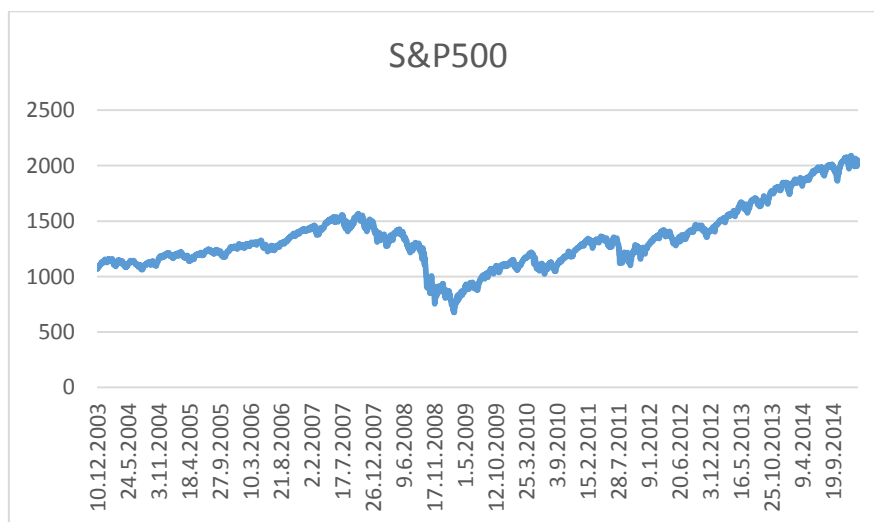
Tabuľka 4-3 Index S&P

Názov/symbol	S&P 500
Počet spoločností	500
Mena	USD
Základná hodnota	1000
Dátum zahájenia obchodovania	4.3.1987

Zdroj: vlastná tvorba

Na obrázku 4-3 sa nachádza vývoj indexu S&P v skúmanom období.

Obrázok 4-3 Vývoj indexu S&P



Zdroj: vlastná tvorba

⁴ <http://www.akcie.cz/kurzy-svet/indexy-svet/sp500>

Index CAC 40

CAC 40 (Cotation Assistée en Continuum) je francúzsky akciový index ktorý zahŕňa 40 spomedzi 100 najväčších firiem kótovaných na Euronext Paris burze (Paris Bourse). Taktiež ako nemecký index DAX, tak CAC 40 patrí medzi najpodstatnejšie ukazovatele európskej ekonomiky, možno to konštatovať najmä kvôli faktu, že ekonomiky Nemecka a Francúzska sú považované za najdôležitejšie ťahúne Eurozóny.⁵ Dôležité informácie o tomto indexe sú zachytené v tabuľke 4-4.

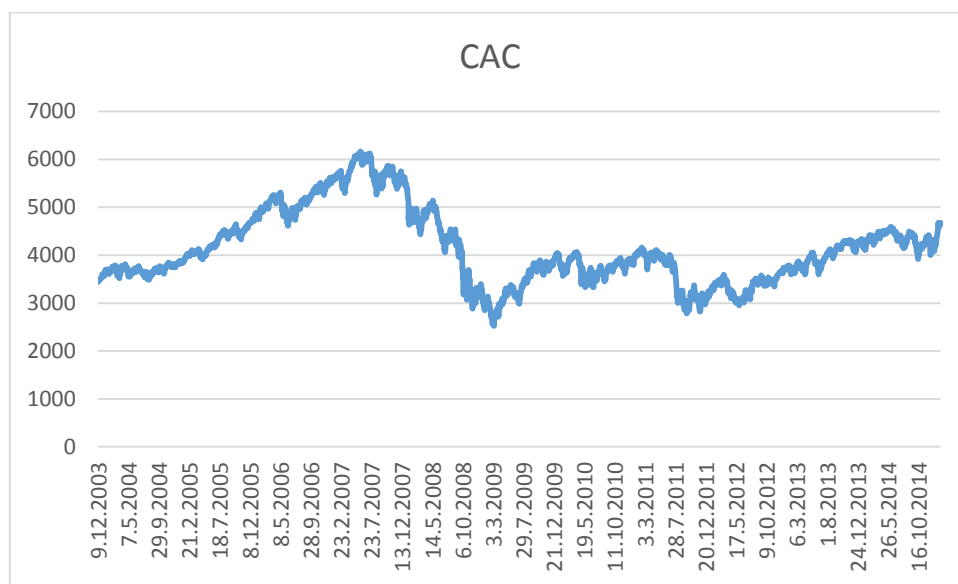
Tabuľka 4-4 Index CAC 40

Názov/symbol	CAC
Počet spoločností	40
Mena	EUR
Základná hodnota	1000
Dátum zahájenia obchodovania	31.12.1987

Zdroj: vlastná tvorba

Obrázok 4-4 zachytáva vývoj indexu CAC 40 v skúmanom období.

Obrázok 4-4 Vývoj indexu CAC 40



Zdroj: vlastná tvorba

⁵ <https://indices.euronext.com/en/products/indices/FR0003500008-XPAP>

Index NIFTY

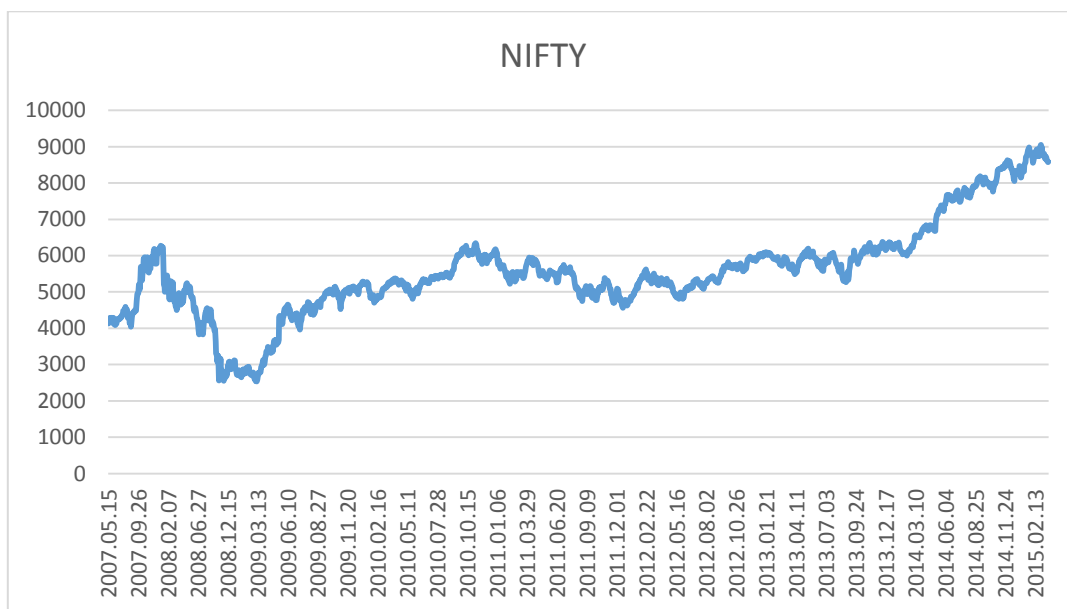
Index NIFTY tiež známy aj ako Nifty 50, slúži ako benchmark indického akciového trhu na indickej burze NSEI (National Stock Exchange of India). Pre portfólio manažerov predstavuje NIFTY zaujímavú investíciu, pretože s očakávaným rastom výstupu indickej ekonomiky by mal výrazne rásť aj tento akciový index, keďže v sebe zahŕňa až 22 sektorov indickej ekonomiky. Základné informácie o indexe sa nachádzajú v tabuľke 4-5.

Tabuľka 4-5 Index NIFTY

Názov/symbol	NIFTY
Počet konštituentov	50
Mena	INR
Základná hodnota	1000
Dátum zahájenia obchodovania	17.6.1995

Zdroj: vlastná tvorba

Obrázok 4-5 Vývoj indexu NIFTY



Zdroj: vlastná tvorba

4.2 Logistická regresia jednotlivých akciových indexov

V nasledujúcej časti sú už na základe postupov popísaných v tretej kapitole analyzované dáta jednotlivých akciových indexov. Všetky výpočty boli prevedené pomocou programu SPSS 22. Zisťuje sa výskyt víkendového efektu, teda efektu, ktorí tvrdí, že v pondelky prinášajú záporné výnosy.

Vysvetľovanou premennou je výnos, ktorý môže byť kladný alebo záporný. Keďže je táto práca zameraná na overovanie víkendového efektu, tak záporný výnos bude kódovaný ako 1 a kladný výnos ako 0. Oproti vysvetľovanej premennej stoja vysvetľujúce kategorické premenné, v tomto prípade sú to dni v týždni pondelok, utorok, streda, štvrtok a piatok.

Ďalej je nutné spomenúť, že je treba si určiť jednu z vysvetľujúcich premenných ako referenčnú kategóriu. Ako referenčná kategória je zvolená premenná utorok.

Vo výstupe programu SPSS budú jednotlivé dni kódované nasledovne:

Tabuľka 4-6 Kódovanie jednotlivých dní v programe SPSS

DAY (1)	piatok
DAY (2)	pondelok
DAY (3)	streda
DAY (4)	štvrtok

4.2.1 DAX

Index DAX bude analyzovaný v troch spomínaných obdobiach: predkrízové, krízové a obdobie po kríze.

DAX – Predkrízové obdobie

Tabuľka 4-7 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a			2,529	4	,639	
DAY						
DAY(1)	-,153	,211	,525	1	,469	,858
DAY(2)	-,225	,209	1,162	1	,281	,798
DAY(3)	-,026	,208	,016	1	,900	,974
DAY(4)	-,265	,210	1,583	1	,208	,768
Constant	-,154	,149	1,075	1	,300	,857

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-8 Podoba modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1278,322	1275,789	2,533
Podoba modelu	Z=-0,154,-0,153(piatok)-0,225(pondelok)-0,026(streda)-0,0265(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,379	40,64%	
UTOROK	-0,154	46,16%	
STREDA	-0,18	45,51%	
ŠTVRTOK	-0,1805	45,50%	
PIATOK	-0,307	42,38%	

Tabuľka 4-7 zobrazuje výsledky logistickej regresie, vďaka ktorej sú známe jednotlivé koeficienty a je teda možné zostaviť výsledný model, ktorý je zachytený v tabuľke 4-8. Na základe prvej tabuľky teda možno skonštatovať, že všetky vysvetľujúce premenné majú negatívny vplyv na vysvetľovanú premennú, pretože všetky koeficienty dosahujú záporných hodnôt. Taktiež koeficient významnosti *Sig.* nie je ani u jednej vysvetľujúcej premennej významný, teda menší ako 0,05. Model je teda štatisticky nevýznamný.

Chi-square hodnota 2,533 bola spočítaná podľa vzorca (3.24) ako rozdiel modelu, ktorý obsahuje iba konštantu, jeho hodnota je 1278,322, a celkového modelu s hodnotou 1275,789. *Z* predstavuje lineárnu kombináciu modelu nezávislých premenných, ktorá sa vypočíta podľa vzorca (3.17), pričom táto hodnota bola dosiahnutá dosadením čísel 1, pre deň pre ktorý sa pravdepodobnosť počítala, a 0 pre dni ostatné. Výsledná pravdepodobnosť záporného výnosu pre jednotlivé dni je spočítaná pomocou vzorca (3.16).

Víkendový efekt teda nebol v tomto období u indexu DAX pozorovaný, pretože pravdepodobnosť záporného výnosu pondelka presiahla iba 40% a taktiež možno vidieť, že nemožno pozorovať ani iný efekt dňa v týždni, pretože výsledky všetkých dní sú pomerne rovnaké.

DAX – Krízové obdobie

Tabuľka 4-9 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			5,626	4	,229	
DAY(1)	,090	,245	,133	1	,715	1,094
DAY(2)	-,026	,243	,012	1	,913	,974
DAY(3)	-,273	,246	1,222	1	,269	,761
DAY(4)	,303	,246	1,511	1	,219	1,353
Constant	-,090	,173	,268	1	,604	,914

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-10 Podoba modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	927,957	922,275	5,682
Podoba modelu	Z=-0,90+0,90(piatok)-0,026(pondelok)-0,273(streda)+0,303(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,926	28,37%	
UTOROK	-0,9	28,91%	
STREDA	-1,173	23,63%	
ŠTVRTOK	-0,597	35,50%	
PIATOK	0	50,00%	

Tabuľka 4-9 zachytáva výsledky logistickej regresie z ktorých možno vyvodit' záver, že tak isto ako aj v predchádzajúcom období, tak ani počas skúmaného krízového obdobia nedosahuje ani jedna z vysvetľujúcich premenných koeficient významnosti nižší ako 0,05, model je znova štatisticky nevýznamný. V tomto prípade však hodnoty jednotlivých beta koeficientov dosahujú kladných aj záporných hodnôt, takže dni piatok a štvrtok kladne vplyvajú na vysvetľovanú premennú, ostatné dni majú vplyv záporný.

V Tabuľke 4-10 je už celkový model a analýza jednotlivých dní, avšak ani teraz nemožno pozorovať ani u jedného dňa vysokú pravdepodobnosť negatívneho výnosu. Najvyššiu hodnotu dosiahol piatok.

DAX – Pokrízové obdobie

Tabuľka 4-11 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			,740	4	,946	
DAY(1)	,035	,182	,036	1	,850	1,035
DAY(2)	,048	,180	,070	1	,791	1,049
DAY(3)	,085	,182	,218	1	,641	1,088
DAY(4)	-,061	,182	,112	1	,738	,941
Constant	-,182	,129	1,994	1	,158	,833

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-12 Podoba modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1701,343	1700,602	0,741
Podoba modelu	Z=-0,182+0,035(piatok)+0,048(pondelok)+0,085(streda)-0,061(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,134	46,66%	
UTOROK	-0,182	45,46%	
STREDA	-0,097	47,58%	
ŠTVRTOK	-0,243	43,95%	
PIATOK	-0,147	46,33%	

Posledným skúmaným obdobím u indexu DAX je obdobie od 1.4. 2010, teda obdobie ktoré bolo určené ako pokrízové. Tabuľka 4-11 obsahuje výsledky logistickej regresie a v tabuľke 4-12 je podoba modelu a analýza jednotlivých dní. Ani v poslednom skúmanom období nedosiahla ani jedna z vysvetľujúcich premenných koeficient významnosti nižší ako 0,05 a všetky beta koeficienty sú tu záporné, takže všetky vysvetľujúce premenné vplyvajú na vysvetľovanú premennú záporne. Model je štatisticky nevýznamný.

Žiadny zaujímavejší výsledok nebol ani po prevedení analýzy jednotlivých dní, pretože pravdepodobnosti záporného výnosu sú u všetkých takmer identické a nižšie ako 50%.

4.2.2 CAC 40

Francúzsky index bude taktiež analyzovaný v troch časových úsekoch počínajúc obdobím predkrízovým.

CAC – Predkrízové obdobie

Tabuľka 4-13 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			1,905	4	,753	
DAY(1)	-,185	,208	,798	1	,372	,831
DAY(2)	-,002	,208	,000	1	,991	,998
DAY(3)	-,009	,205	,002	1	,964	,991
DAY(4)	-,192	,207	,863	1	,353	,825
Constant	-,074	,146	,259	1	,611	,929

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-14 Podoba modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1296,357	1294,448	1,909
Podoba modelu	Z=-0,074-0,185(piatok)-0,002(pondelok)-0,009(streda)-0,192(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,076	48,10%	
UTOROK	-0,074	48,15%	
STREDA	-0,083	47,93%	
ŠTVRTOK	-0,266	43,39%	
PIATOK	-0,259	43,56%	

Tabuľka 4-13 zobrazuje výsledky logistickej regresie u francúzskeho akciového indexu CAC. Rovnako ako u predchádzajúceho indexu, koeficienty významnosti jednotlivých dní sú stále vyššie ako 0,05, čo značí stále nedostačujúcu štatistickú významnosť. Beta koeficienty sú u všetkých dní záporné, takže všetky vysvetľujúce premenné pôsobia negatívne na vysvetľovanú premennú.

Podoba a analýza jednotlivých dní sa nachádza v tabuľke 4-14. Pravdepodobnosti záporného výnosu sú u všetkých premenných takmer totožné a nižšie ako 50% čiže nemožno povedať, že by u niektorého z dní bola vyššia šanca záporného výnosu ako u ostatných.

CAC – Krízové obdobie

Tabuľka 4-15 Výsledok logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			2,730	4	,604	
DAY(1)	,239	,245	,954	1	,329	1,270
DAY(2)	,118	,243	,235	1	,628	1,125
DAY(3)	-,043	,243	,032	1	,859	,958
DAY(4)	,281	,244	1,332	1	,249	1,325
Constant	-,118	,172	,470	1	,493	,889

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-16 Podoba modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	937,135	934,398	2,737
Podoba modelu	Z=-0,118+0,239(piatok)+0,118(pondelok)-0,043(streda)+0,281(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	0	50,00%	
UTOROK	-0,118	47,05%	
STREDA	-0,161	45,98%	
ŠTVRTOK	0,163	54,07%	
PIATOK	0,121	53,02%	

Výsledok logistickej regresie krízového obdobia indexu CAC je zachytený v tabuľke 4-15. Na základe koeficientov významnosti je možno povedať, že ani jedna z vysvetľujúcich premenných nie je štatisticky významná. Beta koeficienty nadobúdajú kladných aj záporných hodnôt, teda dni ako piatok, pondelok a štvrtok pôsobia kladne na vysvetľovanú premennú, utorok a streda záporne.

Po vykonaní analýzy jednotlivých dní, ktorá sa nachádza v tabuľke 4-16 sa zistilo, že u niektorých dní, bola šanca záporného výnosu vyššia ako 50%, konkrétne sa jedná o štvrtok a piatok. Ani jedna vysvetľujúca premenná nie je štatisticky významná, tak nemožno tomu priradiť veľký význam, avšak môže to aspoň niečo naznačovať. Šanca záporného výnosu v pondelok je rovných 50%.

CAC – Pokrízové obdobie

Tabuľka 4-17 Výsledok logistickej regresie

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	DAY			2,718	4	,606	
	DAY(1)	,152	,180	,714	1	,398	1,164
	DAY(2)	,217	,180	1,453	1	,228	1,242
	DAY(3)	,265	,180	2,177	1	,140	1,303
	DAY(4)	,088	,180	,240	1	,624	1,092
	Constant	-,209	,127	2,694	1	,101	,812

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-18 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1720,489	1717,765	2,724
Podoba modelu	Z=-,0209+0,152(piatok)+0,217(pondelok)+0,265(streda)+0,088(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	0,008	50,20%	
UTOROK	-0,209	44,79%	
STREDA	0,056	51,40%	
ŠTVRTOK	-0,121	46,98%	
PIATOK	-0,057	48,58%	

Ako vidieť v tabuľke 4-17, ani v poslednom skúmanom období indexu CAC ani jedna z vysvetľujúcich premenných nie je štatisticky významná. Až na konštantu sú všetky beta koeficienty kladné, takže všetky kladne pôsobia na vysvetľovanú premennú.

V tabuľke 4-18 je zobrazený celkový model a analýza jednotlivých dní. Výsledky sú znova dosť podobné, hodnotu mierne cez 50 % dosiahol iba pondelok a streda, avšak opäť iba s nízkou štatistickou významnosťou.

4.2.3 PX

Ďalším skúmaným indexom je index českého kapitálového trhu PX.

PX – Predkrízové obdobie

Tabuľka 4-19 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	DAY			,640	4	,959	
	DAY(1)	,019	,210	,008	1	,928	1,019
	DAY(2)	-,075	,212	,125	1	,724	,928
	DAY(3)	,044	,209	,044	1	,834	1,045
	DAY(4)	-,093	,211	,194	1	,660	,911
	Constant	-,303	,148	4,183	1	,041	,738

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-20 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1254,303	1253,662	0,641
Podoba modelu	Z=−0,303+0,19(piatok)-0,075(pondelok)+0,044(streda)-0,093(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,378	40,66%	
UTOROK	-0,303	42,48%	
STREDA	-0,259	43,56%	
ŠTVRTOK	-0,396	40,23%	
PIATOK	-0,113	47,18%	

Tabuľka 4-19 zobrazuje výsledky logistickej regresie pražského indexu PX v prvom skúmanom období. Opäť, ani jedna z vysvetľujúcich premenných nie je štatisticky významná, no beta koeficienty nadobúdajú kladných aj záporných hodnôt. Dni piatok a streda pôsobia na vysvetľovanú premennú kladne, zbytok záporne.

V tabuľke 4-20 je už vyobrazený celkový model a analýza jednotlivých dní. Znova sa môže zamietnuť prítomnosť víkendového efektu, pretože pravdepodobnosť záporného výnosu v pondelok je 40,66%. U ostatných dní boli pravdepodobnosti podobné, ani jeden deň sa nedostal na hodnotu 50%.

PX – Krízové obdobie

Tabuľka 4-21 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation							
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	
Step 1 ^a							
DAY			2,431	4	,657		
DAY(1)	,000	,245	,000	1	1,000	1,000	
DAY(2)	-,179	,245	,537	1	,463	,836	
DAY(3)	-,313	,245	1,636	1	,201	,731	
DAY(4)	-,060	,245	,060	1	,807	,942	
Constant	,150	,173	,745	1	,388	1,161	

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-22 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	929,952	927,514	2,438
Podoba modelu	Z=0,150+0(piatok)-0,179(pondelok)-0,313(streda)-0,060(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,029	49,28%	
UTOROK	0,15	53,74%	
STREDA	-0,163	45,93%	
ŠTVRTOK	0,09	52,25%	
PIATOK	0,15	53,74%	

V tabuľke 4-21 sú zobrazené koeficienty významnosti a beta koeficienty jednotlivých vysvetľujúcich premenných. Znova nemožno ani jednu vysvetľujúcu premennú považovať za štatisticky významnú, pričom beta koeficienty sú pre pondelok, stredu a štvrtok záporné, piatok je rovný nule a konštanta je ako jediná kladná.

Ako vyzerá model je možno si pozrieť v tabuľke 4-22, ktorá obsahuje taktiež pravdepodobnosti záporného výnosu v jednotlivé dni. Najvyššie pravdepodobnosti záporného výnosu boli dosiahnuté v piatok a pondelok a to 53,74%. Víkendový efekt je možno zamietnuť, pretože pravdepodobnosť záporného výnosu v pondelok je iba 49,28%.

PX – Pokrízové obdobie

Tabuľka 4-23 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	DAY			3,545	4	,471	
	DAY(1)	-,254	,181	1,965	1	,161	,776
	DAY(2)	-,107	,182	,347	1	,556	,898
	DAY(3)	-,297	,182	2,662	1	,103	,743
	DAY(4)	-,222	,182	1,497	1	,221	,801
	Constant	,140	,129	1,187	1	,276	1,150

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-24 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1688,109	1684,556	3,553
Podoba modelu	Z=-0,140-0,254(piatok)-0,107(pondelok)-0,297(streda)-0,222(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,247	43,86%	
UTOROK	-0,14	46,51%	
STREDA	-0,437	39,25%	
ŠTVRTOK	-0,362	41,05%	
PIATOK	-0,394	40,28%	

Pokrízové obdobie u pražského indexu PX je podobné tým predchádzajúcim, pretože ako je možno vidieť v tabuľke 4-23, tak ani jedna vysvetľujúca premenná nie je štatisticky významná. Beta koeficienty sú u jednotlivých dní záporné, takže majú negatívny vplyv na vysvetľovanú premennú.

Tabuľka 4-24 obsahuje celkový model a analýzu jednotlivých dní. Znova sa zamieťa výskyt víkendového efektu, pretože pravdepodobnosť záporného výnosu v pondelok je 43,86%

4.2.4 S&P 500

Ďalším analyzovaným indexom je americký akciový index S&P 500.

S&P 500 – Predkrízové obdobie

Tabuľka 4-25 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a			5,158	4	,272	
DAY						
DAY(1)	,104	,207	,253	1	,615	1,110
DAY(2)	-,059	,213	,076	1	,783	,943
DAY(3)	-,337	,210	2,585	1	,108	,714
DAY(4)	,029	,207	,020	1	,888	1,030
Constant	-,202	,146	1,904	1	,168	,817

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-26 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1260,726	1255,492	5,234
Podoba modelu	Z=-0,202+0,104(piatok)-0,059(pondelok)-0,337(streda)+0,029(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,261	43,51%	
UTOROK	-0,202	44,97%	
STREDA	-0,539	36,84%	
ŠTVRTOK	-0,173	45,69%	
PIATOK	-0,098	47,55%	

Podľa tabuľky 4-25 sa ani u indexu S&P v predkrízovom období nenachádzajú štatisticky významné vysvetľujúce premenné. Beta koeficienty opäť nadobúdajú kladných aj záporných hodnôt, kde piatok a štvrtok pozitívne pôsobia na vysvetľovanú premennú a ostatné dni naopak negatívne.

Po analýze jednotlivých dní v tabuľke 4-26 sa ani u jedného dňa v týždni nepotvrdila pravdepodobnosť záporného výnosu vyššia ako 50%. Víkendový efekt ako aj efekt iného dňa v týždni sú opäť nepotvrdené.

S&P – Krízové obdobie

Tabuľka 4-27 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation							
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	DAY			4,435	4	,350	
	DAY(1)	-,126	,245	,263	1	,608	,882
	DAY(2)	,228	,247	,852	1	,356	1,256
	DAY(3)	,060	,242	,061	1	,805	1,062
	DAY(4)	-,263	,246	1,137	1	,286	,769
	Constant	-,118	,172	,470	1	,493	,889

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-28 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	920,092	915,628	4,464
Podoba modelu	Z=-0,118,-0,126(piatok)+0,228(pondelok)+0,060(streda)-0,263(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	0,11	52,75%	
UTOROK	-0,118	47,05%	
STREDA	-0,058	48,55%	
ŠTVRTOK	-0,381	40,59%	
PIATOK	-0,244	43,93%	

Krízové obdobie u indexu S&P znova neprinieslo očakávané výsledky, pretože na základe tabuľky 4-27 nemožno ani jednu z vysvetľujúcich premenných považovať za štatisticky významnú. Beta koeficienty sú u pondelka a stredy kladné, takže tieto dni pozitívne vplyvajú na vysvetľovanú premennú. U ostatných dní sú beta koeficienty naopak záporné, takže na vysvetľovanú premennú pôsobia negatívne.

Po analýze jednotlivých dní sa zistilo, že pravdepodobnosť záporného výnosu v pondelok je 52,75%, avšak keďže nie je v tomto modeli ani jedna z vysvetľujúcich premenných štatisticky významná, nemá to vysokú výpovednú hodnotu. U ostatných dní pravdepodobnosť nepresiahla hodnotu 50%. Celkový model a analýzu jednotlivých dní je možné nájsť v tabuľke 4-28.

S&P – Pokrízové obdobie

Tabuľka 4-29 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation							
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	
Step 1 ^a			3,652	4	,455		
DAY							
DAY(1)	-,104	,182	,326	1	,568	,902	
DAY(2)	,215	,184	1,371	1	,242	1,240	
DAY(3)	,065	,180	,129	1	,719	1,067	
DAY(4)	-,063	,181	,121	1	,728	,939	
Constant	-,241	,127	3,583	1	,058	,786	

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-30 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1676,531	1672,877	3,654
Podoba modelu	Z=-0,241-0,104(piatok)+0,215(pondelok)+0,065(streda)-0,063(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,026	49,35%	
UTOROK	-0,241	44,00%	
STREDA	-0,176	45,61%	
ŠTVRTOK	-0,304	42,46%	
PIATOK	-0,345	41,46%	

Ani u posledného skúmaného obdobia indexu S&P neboli dosiahnuté výraznejšie výsledky. Podľa tabuľky 4-29 nie je ani jedna vysvetľujúca premenná štatisticky významná a beta koeficienty vychádzajú aj v kladných aj záporných hodnotách. Na vysvetľovanú premennú pôsobia kladne dni piatok, štvrtok a utorok a naopak záporne pondelok a streda.

Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní sa nachádza v tabuľke 4-30. Ani u jedného dňa nebola dokázaná pravdepodobnosť záporného výnosu vyššia ako 50%. Výskyt víkendového efektu je aj v tomto prípade možné zamietnuť.

4.2.5 Index NIFTY

Ako už bolo spomenuté v úvode tejto kapitoly, tak indický index NIFTY bude analyzovaný iba v období finančnej krízy a nasledujúcom pokrízovom období.

Nifty - Krízové obdobie

Tabuľka 4-31 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			4,586	4	,332	
DAY(1)	-,305	,295	1,071	1	,301	,737
DAY(2)	-,082	,286	,082	1	,775	,921
DAY(3)	-,287	,284	1,021	1	,312	,751
DAY(4)	,216	,288	,565	1	,452	1,241
Constant	,043	,206	,043	1	,837	1,043

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-32 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	687,312	682,689	4,623
Podoba modelu	Z=0,043-0,305(piatok)-0,082(pondelok)-0,287(streda)+0,216(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,039	49,03%	
UTOROK	0,043	51,07%	
STREDA	-0,244	43,93%	
ŠTVRTOK	0,259	56,44%	
PIATOK	-0,262	43,49%	

Výsledky logistickej regresie indického indexu NIFTY sa nachádza v tabuľke 4-31. Na základe výsledkov koeficientov významnosti nemožno ani jednu vysvetľujúcu premennú považovať za štatisticky významnú. Beta koeficienty sú ako v kladných, tak aj v záporných hodnotách, pričom kladné sú v utorok a štvrtok a záporné v piatok, pondelok a stredu.

Tabuľka 4-32 obsahuje podobu výsledného modelu a zároveň analýzu jednotlivých dní. Pravdepodobnosť záporného výnosu je vyššia ako 50% u troch analyzovaných dní, avšak ani jeden nie je štatisticky významný. Je teda možné zamietnuť výskyt víkendového efektu ako aj iného efektu dňa v týždni.

Nifty - Pokrízové obdobie

Tabuľka 4-33 Výsledky logistickej regresie

Variables in the Equation						
	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			4,727	4	,316	
DAY(1)	,349	,181	3,730	1	,053	1,418
DAY(2)	,057	,180	,101	1	,750	1,059
DAY(3)	,127	,181	,489	1	,484	1,135
DAY(4)	,037	,181	,042	1	,837	1,038
Constant	-,201	,127	2,502	1	,114	,818

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.

Tabuľka 4-34 Podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní

	-2LL model obsahujúci iba konštantu	-2LL kompletný model	rozdiel (Chi-square)
	1699,994	1695,252	4,742
Podoba modelu	Z=-0,201+0,349(piatok)+0,057(pondelok)+0,127(streda)+0,037(štvrtok)		
Analýza jednotlivých dní			
	Z	Pravdepodobnosť záporného výnosu	
PONDELOK	-0,144	46,41%	
UTOROK	-0,201	44,99%	
STREDA	-0,074	48,15%	
ŠTVRTOK	-0,164	45,91%	
PIATOK	0,148	53,69%	

Tabuľka 4-33 obsahuje výsledky logistickej regresie pokrízového obdobia indexu NIFTY. V tomto prípade sa už objavujú zaujímavejšie výsledky, nakoľko koeficient významnosti *Sig* sa u piatku dostal na hodnotu 0,053. Možno teda pokladať túto vysvetľovanú premennú za takmer štatisticky významnú. Ku tejto premennej pripadá koeficient beta s hodnotou 0,349, čo znamená, že piatok naozaj výrazne pozitívne prispieva k vysvetľovanej premennej.

V tabuľke 4-34 sa nachádza podoba celkového modelu a analýza jednotlivých dní. Nadalej sa potvrdzujú predchádzajúce závery, nakoľko pravdepodobnosť záporného výnosu v piatok je 53,69%. Na základe dosiahnutých výsledkov je možno vylúčiť existenciu víkendového efektu na indickom indexe NIFTY, avšak je možné aspoň čiastočne potvrdiť výskyt určitého efektu dňa v týždni, keďže v tomto období sa naozaj často vyskytujú negatívne výnosy v piatok.

4.3 Zhodnotenie dosiahnutých výsledkov

Výsledky analýzy vykonanej logistickou regresiou v predkrízovom období nepotvrdzujú výskyt pondelkového efektu ani iného efektu dňa v týždni. V istých prípadoch sa síce vyskytla vyššia pravdepodobnosť záporného výnosu u niektorých dní, avšak týmto záverom nemožno pripisovať vysokú významnosť, keďže testy ukázali, že modely neboli štatisticky významné.

Veľmi podobné výsledky boli získané aj v ďalšom skúmanom období, v období finančne krízy od 9.8.2007 až do prvého kvartálu roku 2010. V skúmanom období bolo pozorovaných viacero dní so zvýšenou pravdepodobnosťou záporných výnosov, tieto ale možno pripísať najmä faktu, že sa jednalo o obdobie finančnej krízy, kedy mali všetky akciové indexy tendenciu k poklesu. Ani u jedného modelu nebola dosiahnutá dostatočná štatistická významnosť, aby bolo možné vyhlásiť, že bol pozorovaný pondelkový efekt alebo efekt iného dňa v týždni.

V poslednom skúmanom období od 1. kvartálu 2010 sa výsledky u európskych indexov takmer vôbec neodlišovali od výsledkov predchádzajúcich. Opäť sa vyskytli dni so zvýšenou pravdepodobnosťou záporného výnosu, avšak ani v tomto období sa tomu neprípisovala vysoká významnosť z dôvodu nedostatočnej štatistickej významnosti. Trochu zaujímavejšie výsledky boli dosiahnuté u indického indexu NIFTY. V skúmanom období bola pozorovaná zvýšená pravdepodobnosť záporného výnosu v piatok, a k tomuto dňu bola vypočítaná, aj keď stále nie dostatočná, vysoká štatistická významnosť. Je teda možné vyhlásiť, že je možný výskyt určitého efektu dňa v týždni, konkrétne sa jedná o pokles ceny v piatok.

Výsledok dosiahnutý u indického akciového indexu NIFTY v pokrízovom období vypovedá o tom, že na rozvojových kapitálových trhoch ako je India ešte stále nie je dosiahnutá taká efektívnosť trhov ako je tomu napríklad v Európe alebo USA. Je teda možné, že sa tam vyskytujú anomálie narušujúce efektívnosť týchto trhov.

5 Záver

Hlavný cieľ tejto práce bola analýza jednej z najrozšírenejších trhových anomálií, ktorá sa vyskytuje na finančných trhoch po celom svete. Konkrétne sa jedná o víkendový efekt ktorý predpokladá poklesy finančných inštrumentov v pondelok. Táto anomália bola skúmaná u jednotlivých akciových indexov v období pred krízou, krízovom období a v období po skončení finančnej krízy.

Výskyt tejto anomálie by jednoznačne popieral teóriu efektívnych trhov, ktorá odmieta akékoľvek možnosti dosiahnutia výnosov na finančných či kapitálových trhoch pomocou použitia rôznych sofistikovaných technických či fundamentálnych analýz a stratégií.

Na teóriu efektívnych trhov, predstavujúcu istý teoretický základ pre túto prácu, bola zameraná prvá kapitola tejto práce. Na začiatok boli predstavené jednotlivé formy trhovej efektívnosti a spôsoby, ktorými je možné ich skúmať a merať. Neskôr boli definované dôležité predpoklady efektívnych trhov ako právna legislatíva, dostatočná likvidita trhu a mnohé ďalšie. Na konci prvej časti sa už pristúpilo k predstaveniu a popisu jednotlivých tržných anomálií, kde najväčšia pozornosť bola venovaná práve skúmanému víkendovému efektu.

V ďalšej kapitole bola priblížená problematika a štatistické metódy pomocou ktorých sa analyzovali akciové indexy. Keďže metóda vybraná pre spracovanie praktickej časti tejto diplomovej práce bola binárna logistická regresia, bolo treba najskôr vysvetliť podstatu regresie samotnej. Následne boli predstavené jednotlivé druhy regresných modelov. V logistickej regresii sa počíta s dvoma druhmi premenných, preto boli okrem vysvetľovanej premennej definované aj jednotlivé druhy vysvetľujúcich premenných, ktoré stoja oproti premennej vysvetľovanej. Na záver kapitoly sa vysvetlili rôzne druhy overovania správnosti modelov, a spôsoby interpretácie dosiahnutých výsledkov.

Posledná časť tejto práce sa už zameriavala na skúmanie problematiky stanovenej v prvej kapitole. Najskôr boli stručne predstavené jednotlivé akciové indexy a vývoj ich ceny za skúmané obdobie. Získané dáta boli najskôr upravené v programe MS Excel, kde sa vypočítali ich denné výnosy a určili jednotlivé dni v týždni. Následne sa získané denné zatváracie ceny rozdelili do období v ktorých sa skúmali pomocou štatistických metód priblížených v druhej kapitole. Na základe dosiahnutých výsledkov možno tvrdiť, že ani u jedného z európskych indexov nebol pozorovaný víkendový a ani žiadny iný efekt dňa v týždni. Vypočítané modely totiž nedosahovali dostatočných hodnôt štatistickej

významnosti, preto nemožno povedať, že by šanca poklesu ceny finančného inštrumentu v pondelok bola vyššia ako u ostatných dní.

Trochu iné výsledky sa dosiahli u indického akciového indexu NIFTY, u ktorého štatistická významnosť piatkového poklesu ceny bola pomerne vysoká. Je teda nutné zamietnuť výskyt víkendového efektu. Na základe štatistickej významnosti a pravdepodobnosti záporného výnosu bolo možné pozorovať určitý efekt dňa v týždni, konkrétne pokles finančného inštrumentu v piatok.

Fakt, že sa podarilo pozorovať určitý druh trhovej anomálie práve na indickom akciovom trhu len potvrdzuje teóriu fungovania efektívnych trhov, ktorá stanovuje určité podmienky, ktoré musí daný trh spĺňať aby bolo možné o ňom tvrdiť, že je efektívny. India je jednou z rozvojových krajín BRICS, kde kapitálový a akciový trh je stále iba v štádiu vývoja a preto možno pozorovať určité rozdiely v porovnaní s vyspelými európskymi ekonomikami a USA. Na týchto trhoch má obchodovanie na finančných trhoch už dlhú tradíciu a dosahovanie ziskov vďaka trhovým anomáliám je už takmer nemožné, trhy sa chovajú veľmi efektívne.

Použitá literatura

Knižné zdroje

- 1) MELOUN, M., J. MILITKÝ a M. HILL. *Statistická analýza vícerozměrných dat v příkladech*. 2. vyd. Praha: Academia, 2012. 750 s. ISBN 978-802-0020-710.
- 2) BODIE, Z., A. KANE and A. MARCUS. *Investments and portfolio management*. Global ed., 9th ed. New York: McGraw-Hill/Irwin, 2011. 1056 p. ISBN 978-007-1289-146.
- 3) BROWN, Keith C. and Frank K. REILLY. *Analysis of investments and management of portfolios*. 10th ed., International ed. Mason, Ohio: South-Western, 2011, xxvi, 1072 p. ISBN 05-384-8248-6.
- 4) VESELÁ, Jitka. *Analýzy trhu cených papírů*. 2. vyd. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 1999, 522 s. ISBN 80-707-9563-8
- 5) VESELÁ, Jitka. *Investování na kapitálových trzích*. 2., aktualiz. vyd. Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2011, 789 s. ISBN 978-80-7357-647-9
- 6) HEBÁK, P. a kol.: *Vícerozměrné statistické metody [2]*, 2. vyd. Doplněné. Praha: INFORMATORIUM, 2007. 271 s. ISBN 978-80-7333-001-9
- 7) MUSÍLEK, Petr. *Trhy cenných papírů*. 2., aktualiz. a rozš. vyd. Praha: Ekopress, 2011, 520 s. ISBN 978-80-86929-70-5.
- 8) SAMUELSON, Paul A. *Ekonomie*. Vyd. 1. Praha: Svoboda, 1991, xl, 1011 s. ISBN 80-205-0192-4.
- 9) PEARSON, K. and RAYLEIGH, L. *The Problem of the Random Walk*. Nature 72, 1905, 294 s.
- 10) NORUŠIS, Marija. *IBM® SPSS® statistics 19 guide to data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2012, 464 s. ISBN 978-032-1748-416.

Odborné články

- 1) REINGANUM, Marc R. The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January. *Journal of Financial Economics* [online]. 1983. vol. 12, issue 1, 89-104 s. [cit. 2015-04-01]. Dostupné z: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304405X83900296>
- 2) BASU, S. Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypotesis. *The Journal of Finance* [online]. 1977, Vol. 32, No. 3, 663-682 s. [cit. 2015-04-11]. Dostupné z: <http://www.bellmontsecurities.com.au/wp-content/uploads/2014/10/Investment-Performance-of-Common-Stocks-in-Relation-to-Their-PE-Ratios.pdf>
- 3) TVRDÍK, Josef. Logistická regrese a vyhledávání modelu. *Sborník Robust* [online]. 1998, 187-194 s. [cit. 2015-04-12]. ISBN 80-7015-624-4. Dostupné z: http://www.statspol.cz/robust/1998_tvrdik98.pdf
- 4) MADIHA, L., SHANZA A., MARIAM F. a SAMIA F. Market Efficiency, Market Anomalies, Causes, Evidences, and Some Behavioral Aspects of Market Anomalies. *Research Journal of Finance and Accounting* [online]. 2011, Vol 2, No 9/10 [cit. 2015-04-03]. Dostupné z: <http://www.iiste.org/Journals/index.php/RJFA/article/download/1287/1208>

Internetové zdroje

- 1) Akcie.cz. *Vývoj indexu DAX*. Dostupné z: <http://www.akcie.cz/kurzy-svet/indexy-svet/dax>
- 2) Penize.cz. *PX Index*. Dostupné z: <http://www.penize.cz/6424-px-index>
- 3) Akcie.cz. *S&P 500*. Dostupné z: <http://www.akcie.cz/kurzy-svet/indexy-svet/sp500>
- 4) Euronext Paris. Dostupné z: <https://indices.euronext.com/en/products/indices/FR0003500008-XPAR>
- 5) ŘEZÁNKOVÁ, Hana. *Regrese*. IASTAT 2001, Dostupné z: <http://iastat.vse.cz/regrese/Regrese5.htm>

Zoznam skratiek

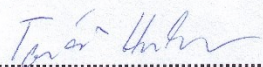
NYSE	The New York Stock Exchange
AMEX	American Stock Exchange
NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotations
EW	Equally Weighted Return
VW	Value Weighted Return
P/E	price-to-earnings ratio
DJIA	Dow Jones Industrial Average
NSEI	National Stock Exchange of India
BRICS	Brasil, Russia, India, China and South Africa

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 22. 4. 2015



Bc. Tomáš Hulin

.....

Zoznam príloh

Príloha 1: Ceny a výnosnosti indexu DAX do konca roka 2004

Príloha 2: Logistická regresia indexu DAX v predkrízovom období

Prílohy

Príloha 1: Cena a výnosnosti indexu DAX do konca roka 2004

Dátum	Deň	Cena	Výnos	Záporný výnos
9.12.2003	utorok	3806,54	-35,19	1
10.12.2003	streda	3846,18	39,64	0
11.12.2003	štvrtok	3820,92	-25,26	1
12.12.2003	piatok	3858,85	37,93	0
15.12.2003	pondelok	3860,13	1,28	0
16.12.2003	utorok	3875,47	15,34	0
17.12.2003	streda	3865,98	-9,49	1
18.12.2003	štvrtok	3847,57	-18,41	1
19.12.2003	piatok	3870,88	23,31	0
22.12.2003	pondelok	3898,42	27,54	0
23.12.2003	utorok	3876,94	-21,48	1
29.12.2003	pondelok	3903,34	26,4	0
30.12.2003	utorok	3952,72	49,38	0
2.1.2004	piatok	3965,16	12,44	0
5.1.2004	pondelok	4018,5	53,34	0
6.1.2004	utorok	4035,9	17,4	0
7.1.2004	streda	4035,44	-0,46	1
8.1.2004	štvrtok	4004,4	-31,04	1
9.1.2004	piatok	4045,43	41,03	0
12.1.2004	pondelok	4016,18	-29,25	1
13.1.2004	utorok	3995,91	-20,27	1
14.1.2004	streda	3996,22	0,31	0
15.1.2004	štvrtok	4055,21	58,99	0
16.1.2004	piatok	4068,75	13,54	0
19.1.2004	pondelok	4111,64	42,89	0
20.1.2004	utorok	4139,92	28,28	0
21.1.2004	streda	4106,41	-33,51	1
22.1.2004	štvrtok	4138,04	31,63	0
23.1.2004	piatok	4139,86	1,82	0
26.1.2004	pondelok	4151,83	11,97	0
27.1.2004	utorok	4128,68	-23,15	1
28.1.2004	streda	4134,42	5,74	0
29.1.2004	štvrtok	4150,24	15,82	0
30.1.2004	piatok	4095,71	-54,53	1
2.2.2004	pondelok	4058,6	-37,11	1
3.2.2004	utorok	4071,6	13	0
4.2.2004	streda	4057,51	-14,09	1
5.2.2004	štvrtok	4028,37	-29,14	1

6.2.2004	piatok	4014,79	-13,58	1
9.2.2004	pondelok	4044,99	30,2	0
10.2.2004	utorok	4098,97	53,98	0
11.2.2004	streda	4110,8	11,83	0
12.2.2004	štvrtok	4122,16	11,36	0
13.2.2004	piatok	4121,65	-0,51	1
16.2.2004	pondelok	4057,05	-64,6	1
17.2.2004	utorok	4070,46	13,41	0
18.2.2004	streda	4095,86	25,4	0
19.2.2004	štvrtok	4095,34	-0,52	1
20.2.2004	piatok	4141,53	46,19	0
23.2.2004	pondelok	4073,35	-68,18	1
24.2.2004	utorok	4068,71	-4,64	1
25.2.2004	streda	3991,42	-77,29	1
26.2.2004	štvrtok	3995,34	3,92	0
27.2.2004	piatok	4007,81	12,47	0
1.3.2004	pondelok	4018,16	10,35	0
2.3.2004	utorok	4054,43	36,27	0
3.3.2004	streda	4100,34	45,91	0
4.3.2004	štvrtok	4071,7	-28,64	1
5.3.2004	piatok	4133,78	62,08	0
8.3.2004	pondelok	4126,14	-7,64	1
9.3.2004	utorok	4145,99	19,85	0
10.3.2004	streda	4087,55	-58,44	1
11.3.2004	štvrtok	4044,7	-42,85	1
12.3.2004	piatok	3904,95	-139,75	1
15.3.2004	pondelok	3915,38	10,43	0
16.3.2004	utorok	3810,76	-104,62	1
17.3.2004	streda	3822,37	11,61	0
18.3.2004	štvrtok	3896,79	74,42	0
19.3.2004	piatok	3827,43	-69,36	1
22.3.2004	pondelok	3819,15	-8,28	1
23.3.2004	utorok	3729,23	-89,92	1
24.3.2004	streda	3728,82	-0,41	1
25.3.2004	štvrtok	3726,07	-2,75	1
26.3.2004	piatok	3811,92	85,85	0
29.3.2004	pondelok	3822,33	10,41	0
30.3.2004	utorok	3881,25	58,92	0
31.3.2004	streda	3874,04	-7,21	1
1.4.2004	štvrtok	3856,7	-17,34	1
2.4.2004	piatok	3924,85	68,15	0
5.4.2004	pondelok	4007,6	82,75	0
6.4.2004	utorok	4048,6	41	0
7.4.2004	streda	4022,81	-25,79	1
8.4.2004	štvrtok	4001,16	-21,65	1

13.4.2004	utorok	4013,53	12,37	0
14.4.2004	streda	4071,42	57,89	0
15.4.2004	štvrtok	4012,77	-58,65	1
16.4.2004	piatok	4004,61	-8,16	1
19.4.2004	pondelok	4033,98	29,37	0
20.4.2004	utorok	4025,07	-8,91	1
21.4.2004	streda	4061,13	36,06	0
22.4.2004	štvrtok	4026,15	-34,98	1
23.4.2004	piatok	4059,15	33	0
26.4.2004	pondelok	4103,62	44,47	0
27.4.2004	utorok	4125,83	22,21	0
28.4.2004	streda	4134,1	8,27	0
29.4.2004	štvrtok	4065,74	-68,36	1
30.4.2004	piatok	4008,91	-56,83	1
3.5.2004	pondelok	3985,21	-23,7	1
4.5.2004	utorok	4007,65	22,44	0
5.5.2004	streda	3990,75	-16,9	1
6.5.2004	štvrtok	4022,1	31,35	0
7.5.2004	piatok	3909,46	-112,64	1
10.5.2004	pondelok	3895,64	-13,82	1
11.5.2004	utorok	3784,61	-111,03	1
12.5.2004	streda	3849,84	65,23	0
13.5.2004	štvrtok	3776,24	-73,6	1
14.5.2004	piatok	3824,93	48,69	0
17.5.2004	pondelok	3803,1	-21,83	1
18.5.2004	utorok	3754,37	-48,73	1
19.5.2004	streda	3789,24	34,87	0
20.5.2004	štvrtok	3872,26	83,02	0
21.5.2004	piatok	3839,32	-32,94	1
24.5.2004	pondelok	3831,84	-7,48	1
25.5.2004	utorok	3867,84	36	0
26.5.2004	streda	3828,07	-39,77	1
27.5.2004	štvrtok	3867,52	39,45	0
28.5.2004	piatok	3913,33	45,81	0
31.5.2004	pondelok	3902,72	-10,61	1
1.6.2004	utorok	3921,41	18,69	0
2.6.2004	streda	3864,18	-57,23	1
3.6.2004	štvrtok	3888,31	24,13	0
4.6.2004	piatok	3917,08	28,77	0
7.6.2004	pondelok	3961,93	44,85	0
8.6.2004	utorok	4017,81	55,88	0
9.6.2004	streda	4018,95	1,14	0
10.6.2004	štvrtok	3997,76	-21,19	1
11.6.2004	piatok	4021,64	23,88	0
14.6.2004	pondelok	4014,56	-7,08	1

15.6.2004	utorok	3948,65	-65,91	1
16.6.2004	streda	3987,3	38,65	0
17.6.2004	štvrtok	4003,24	15,94	0
18.6.2004	piatok	3985,46	-17,78	1
21.6.2004	pondelok	3999,79	14,33	0
22.6.2004	utorok	3989,31	-10,48	1
23.6.2004	streda	3928,39	-60,92	1
24.6.2004	štvrtok	3945,1	16,71	0
25.6.2004	piatok	4007,05	61,95	0
28.6.2004	pondelok	4013,35	6,3	0
29.6.2004	utorok	4069,35	56	0
30.6.2004	streda	4069,73	0,38	0
1.7.2004	štvrtok	4052,73	-17	1
2.7.2004	piatok	4035,02	-17,71	1
5.7.2004	pondelok	3998,77	-36,25	1
6.7.2004	utorok	3995,73	-3,04	1
7.7.2004	streda	3944,88	-50,85	1
8.7.2004	štvrtok	3930,58	-14,3	1
9.7.2004	piatok	3934,48	3,9	0
12.7.2004	pondelok	3924,49	-9,99	1
13.7.2004	utorok	3893,24	-31,25	1
14.7.2004	streda	3903,88	10,64	0
15.7.2004	štvrtok	3898,84	-5,04	1
16.7.2004	piatok	3847,19	-51,65	1
19.7.2004	pondelok	3845,93	-1,26	1
20.7.2004	utorok	3812,63	-33,3	1
21.7.2004	streda	3837,6	24,97	0
22.7.2004	štvrtok	3877,48	39,88	0
23.7.2004	piatok	3801,05	-76,43	1
26.7.2004	pondelok	3797,33	-3,72	1
27.7.2004	utorok	3752,59	-44,74	1
28.7.2004	streda	3814,08	61,49	0
29.7.2004	štvrtok	3807,21	-6,87	1
30.7.2004	piatok	3889,68	82,47	0
2.8.2004	pondelok	3895,61	5,93	0
3.8.2004	utorok	3862,71	-32,9	1
4.8.2004	streda	3877,32	14,61	0
5.8.2004	štvrtok	3823,74	-53,58	1
6.8.2004	piatok	3829,03	5,29	0
9.8.2004	pondelok	3727,74	-101,29	1
10.8.2004	utorok	3690,33	-37,41	1
11.8.2004	streda	3720,64	30,31	0
12.8.2004	štvrtok	3678,91	-41,73	1
13.8.2004	piatok	3658,11	-20,8	1
16.8.2004	pondelok	3646,99	-11,12	1

17.8.2004	utorok	3699,11	52,12	0
18.8.2004	streda	3705,73	6,62	0
19.8.2004	štvrtok	3726,5	20,77	0
20.8.2004	piatok	3722,99	-3,51	1
23.8.2004	pondelok	3712,61	-10,38	1
24.8.2004	utorok	3772,14	59,53	0
25.8.2004	streda	3771	-1,14	1
26.8.2004	štvrtok	3788,88	17,88	0
27.8.2004	piatok	3832,28	43,4	0
30.8.2004	pondelok	3851,18	18,9	0
31.8.2004	utorok	3838,85	-12,33	1
1.9.2004	streda	3785,21	-53,64	1
2.9.2004	štvrtok	3817,62	32,41	0
3.9.2004	piatok	3833,45	15,83	0
6.9.2004	pondelok	3866,99	33,54	0
7.9.2004	utorok	3887,58	20,59	0
8.9.2004	streda	3889,04	1,46	0
9.9.2004	štvrtok	3884,16	-4,88	1
10.9.2004	piatok	3851,22	-32,94	1
13.9.2004	pondelok	3886,03	34,81	0
14.9.2004	utorok	3953,31	67,28	0
15.9.2004	streda	3947,75	-5,56	1
16.9.2004	štvrtok	3941,75	-6	1
17.9.2004	piatok	3963,65	21,9	0
20.9.2004	pondelok	3988,07	24,42	0
21.9.2004	utorok	3977,68	-10,39	1
22.9.2004	streda	3991,02	13,34	0
23.9.2004	štvrtok	3942,35	-48,67	1
24.9.2004	piatok	3905,66	-36,69	1
27.9.2004	pondelok	3910,3	4,64	0
28.9.2004	utorok	3874,37	-35,93	1
29.9.2004	streda	3882,27	7,9	0
30.9.2004	štvrtok	3920,36	38,09	0
1.10.2004	piatok	3892,9	-27,46	1
4.10.2004	pondelok	3994,96	102,06	0
5.10.2004	utorok	4033,28	38,32	0
6.10.2004	streda	4048,71	15,43	0
7.10.2004	štvrtok	4049,66	0,95	0
8.10.2004	piatok	4043,36	-6,3	1
11.10.2004	pondelok	4015,54	-27,82	1
12.10.2004	utorok	4017,82	2,28	0
13.10.2004	streda	3966,48	-51,34	1
14.10.2004	štvrtok	3976,03	9,55	0
15.10.2004	piatok	3940,46	-35,57	1
18.10.2004	pondelok	3922,11	-18,35	1

19.10.2004	utorok	3915,17	-6,94	1
20.10.2004	streda	3964,13	48,96	0
21.10.2004	štvrtok	3912,4	-51,73	1
22.10.2004	piatok	3934,06	21,66	0
25.10.2004	pondelok	3935,14	1,08	0
26.10.2004	utorok	3854,41	-80,73	1
27.10.2004	streda	3862,26	7,85	0
28.10.2004	štvrtok	3929,03	66,77	0
29.10.2004	piatok	3959,59	30,56	0
1.11.2004	pondelok	3960,25	0,66	0
2.11.2004	utorok	4012,64	52,39	0
3.11.2004	streda	4037,57	24,93	0
4.11.2004	štvrtok	4039,04	1,47	0
5.11.2004	piatok	4041,38	2,34	0
8.11.2004	pondelok	4063,58	22,2	0
9.11.2004	utorok	4068,97	5,39	0
10.11.2004	streda	4065,33	-3,64	1
11.11.2004	štvrtok	4089,13	23,8	0
12.11.2004	piatok	4130,81	41,68	0
15.11.2004	pondelok	4143,35	12,54	0
16.11.2004	utorok	4134,34	-9,01	1
17.11.2004	streda	4117,22	-17,12	1
18.11.2004	štvrtok	4183,41	66,19	0
19.11.2004	piatok	4178,68	-4,73	1
22.11.2004	pondelok	4134,89	-43,79	1
23.11.2004	utorok	4123,98	-10,91	1
24.11.2004	streda	4113,37	-10,61	1
25.11.2004	štvrtok	4125,3	11,93	0
26.11.2004	piatok	4160,35	35,05	0
29.11.2004	pondelok	4154,27	-6,08	1
30.11.2004	utorok	4146,98	-7,29	1
1.12.2004	streda	4126	-20,98	1
2.12.2004	štvrtok	4186,03	60,03	0
3.12.2004	piatok	4216,4	30,37	0
6.12.2004	pondelok	4208,87	-7,53	1
7.12.2004	utorok	4193,91	-14,96	1
8.12.2004	streda	4212,62	18,71	0
9.12.2004	štvrtok	4201,35	-11,27	1
10.12.2004	piatok	4150,41	-50,94	1
13.12.2004	pondelok	4174,55	24,14	0
14.12.2004	utorok	4219,24	44,69	0
15.12.2004	streda	4231,3	12,06	0
16.12.2004	štvrtok	4213,69	-17,61	1
17.12.2004	piatok	4233,71	20,02	0
20.12.2004	pondelok	4182,27	-51,44	1

21.12.2004	utorok	4211,55	29,28	0
22.12.2004	streda	4214,39	2,84	0
23.12.2004	štvrtok	4241,28	26,89	0
27.12.2004	pondelok	4251,62	10,34	0
28.12.2004	utorok	4235,36	-16,26	1
29.12.2004	streda	4261,79	26,43	0
30.12.2004	štvrtok	4247,75	-14,04	1

Príloha 2: Logistická regresia indexu DAX v predkrízovom období

Case Processing Summary

Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	936	100.0
	Missing Cases	0	.0
	Total	936	100.0
Unselected Cases		0	.0
Total		936	100.0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.

Dependent Variable Encoding

Original Value	Internal Value
.00	0
1.00	1

Categorical Variables Codings

		Frequency	Parameter coding			
			(1)	(2)	(3)	(4)
DAY	piatok	184	1.000	.000	.000	.000
	pondelok	192	.000	1.000	.000	.000
	streda	189	.000	.000	1.000	.000
	štvrtok	189	.000	.000	.000	1.000
	utorok	182	.000	.000	.000	.000

Iteration History^{a,b,c}

Iteration		-2 Log likelihood	Coefficients
			Constant
Step 0	1	1278.323	-.286
	2	1278.322	-.288
	3	1278.322	-.288

- a. Constant is included in the model.
b. Initial -2 Log Likelihood: 1278,322
c. Estimation terminated at iteration number 3 because parameter estimates changed by less than ,001.

Classification Table^{a,b}

		Predicted		
		YESNO		Percentage Correct
		.00	1.00	
Step 0	Observed YESNO .00	535	0	100.0
	1.00	401	0	.0
Overall Percentage				57.2

- a. Constant is included in the model.
b. The cut value is ,500

Variables in the Equation

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0 Constant	-.288	.066	19.051	1	.000	.750

Variables not in the Equation

	Score	df	Sig.
Step 0 Variables DAY	2.533	4	.639
DAY(1)	.019	1	.890
DAY(2)	.485	1	.486
DAY(3)	.685	1	.408
DAY(4)	.965	1	.326
Overall Statistics	2.533	4	.639

Iteration History^{a,b,c,d}

Iteration		-2 Log likelihood	Coefficients				
			Constant	DAY(1)	DAY(2)	DAY(3)	DAY(4)
Step 1	1	1275.792	-.154	-.151	-.221	-.026	-.259
	2	1275.789	-.154	-.153	-.225	-.026	-.265
	3	1275.789	-.154	-.153	-.225	-.026	-.265

a. Method: Enter

b. Constant is included in the model.

c. Initial -2 Log Likelihood: 1278,322

d. Estimation terminated at iteration number 3 because parameter estimates changed by less than ,001.

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	2.533	4	.639
	Block	2.533	4	.639
	Model	2.533	4	.639

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1275,79 ^a	.003	.004

a. Estimation terminated at iteration number 3 because parameter estimates changed by less than ,001.

Classification Table^a

Observed			Predicted		
			YESNO		Percentage Correct
			.00	1.00	
Step 1	YES	.00	535	0	100.0
	NO	1.00	401	0	.0
	Overall Percentage				57.2

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a						
DAY			2.529	4	.639	
DAY(1)	-.153	.211	.525	1	.469	.858
DAY(2)	-.225	.209	1.162	1	.281	.798
DAY(3)	-.026	.208	.016	1	.900	.974
DAY(4)	-.265	.210	1.583	1	.208	.768
Constant	-.154	.149	1.075	1	.300	.857

a. Variable(s) entered on step 1: DAY.